



TITLE:

連続時間軸上における世帯の自動車保有更新行動及び世帯内での配分・利用行動に関する研究(Dissertation_全文)

AUTHOR(S):

山本, 俊行

CITATION:

山本, 俊行. 連続時間軸上における世帯の自動車保有更新行動及び世帯内での配分・利用行動に関する研究. 京都大学, 2000, 博士(工学)

ISSUE DATE:

2000-07-24

URL:

<https://doi.org/10.11501/3172827>

RIGHT:

連続時間軸上における世帯の自動車保有更新行動 及び世帯内での配分・利用行動に関する研究

2000年4月

山 本 俊 行

目次

第 1 章 序章	1
1.1 研究の背景と目的	1
1.2 本論文の構成	4
第 1 章 参考文献	7
第 2 章 従来の研究と本研究の位置付け	8
2.1 従来の研究	8
2.1.1 静的モデル	8
2.1.2 動的状態モデル	13
2.1.3 更新行動モデル	15
2.2 本研究の方針	18
第 2 章 参考文献	20
第 3 章 世帯内での自動車利用の競合を考慮した交通機関選択行動の分析	24
3.1 概説	24
3.2 世帯内での自動車利用の競合を考慮した交通機関選択モデル	25
3.3 データの概要	28
3.4 推定結果	29
3.5 感度分析	31
3.6 結語	32
第 3 章 参考文献	34
第 4 章 世帯内での配分を考慮した自動車の車種選択と利用の分析	35
4.1 概説	35
4.2 データの概要	35
4.3 モデルの概要	37
4.3.1 車種・メインドライバー選択モデル	38
4.3.2 年間走行距離モデル	40
4.4 推定結果	40
4.4.1 車種・メインドライバー選択モデル	40
4.4.2 年間走行距離モデル	45
4.5 結語	46
第 4 章 参考文献	48

第5章 回顧データを用いた自動車保有期間の分析	50
5.1 概説	50
5.2 データの概要	51
5.3 生存時間解析手法	53
5.4 重み付き推定方法	55
5.5 報告モデル	56
5.6 保有期間モデル	57
5.7 結語	60
第5章 参考文献	62
第6章 保有意向を考慮したパネルデータを用いた自動車保有期間の分析	64
6.1 概説	64
6.2 データの概要	65
6.3 自動車保有期間・保有予定期間同時モデルの概要	66
6.4 推定結果	69
6.5 結語	72
第6章 参考文献	74
第7章 属性の変化による影響と取り替え更新行動間の相互作用を考慮した世帯の自動車 取り替え更新行動の分析	75
7.1 概説	75
7.2 時間軸上での世帯の自動車取り替え更新行動	76
7.3 自動車取り替え更新行動モデル	76
7.4 説明変数の時間軸上での変化の考慮	79
7.5 データの概要	81
7.6 推定結果	81
7.7 結語	83
第7章 参考文献	85
第8章 車検制度が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響の分析	86
8.1 概説	86
8.2 モデルの概要	87
8.3 データの概要	90
8.4 推定結果	91
8.5 感度分析	94
8.6 結語	96

第8章 参考文献	99
第9章 結論	100
第9章 参考文献	105

第1章 序論

1.1 研究の背景と目的

自動車の普及は人々の交通行動に大きな影響を与え、現在でもなお、多くの人々が所有する最も有力な乗り物である。我が国においては1960年代に自動車の普及が始まった。その後の急速な経済成長に伴う所得水準の向上によって一般世帯の購買力が増加したこと、道路整備が進み自動車の利便性が向上したことなどの理由により、自動車保有台数は驚異的に増加を続けた結果、現在では、自動車保有台数は7,000万台を超えている(運輸省, 1999)。自動車産業は我が国有数の産業に育ち、日本の経済成長を左右するほどの規模となっている。1世帯あたりの保有台数は1台を超え、今なお増加を続けている。これは、世帯において複数台保有が進んできたことによるものであり、以前は一家に1台と考えられていた自動車に対する意識が1人に1台に変化しつつあることを示すものである。

自動車保有の進展と共に自動車の利用は飛躍的に増加した。自動車走行台キロは6,000億台キロ(運輸省大臣官房統計調査部編, 1998)に達している。自動車は、利用したいときにいつでも利用できるといった随時性、出発地から目的地まで直接ドア・ツー・ドアで移動することができるという機動性、荷物を持たずにすむといった快適性等、バスや鉄道等の公共交通機関にはない利便性の高さゆえに現代生活においては必要不可欠の生活具となっている(運輸省大臣官房統計調査部編, 1998)。自動車の利用は人々の交通行動を変えただけでなく、生活スタイルにも影響を及ぼしている。自動車によるアクセスを前提とした、大型ショッピングセンターやレストラン、レジャー施設等の一連の郊外型店舗の発生により、それまで居住地近辺や都心で行われていた活動が郊外で行われるようになり、それらの活動頻度や時間、活動の質そのものも変化している。自動車利用の拡大によって、購入車種も多様化を見せており、近年では、ステーションワゴンやワンボックスワゴン、オフロード4WD等の、いわゆるRV車の増加も見られる。

一方で、このような自動車保有・利用の増加により様々な問題が引き起こされている。交通渋滞はその代表的なものであり、我が国の多くの都市においては交通渋滞が慢性化している。交通渋滞による時間的な損失が経済に与える影響は膨大であり年間で12兆円との推計(建設省編, 1999)もある。また、個々の利用者に与える心理的な疲労による損失も無視できない。従来では、交通渋滞を解消するための方法として、道路整備に莫大な投資がなされてきた。高規格道路の総延長は平成10年度末で7,377kmに達しているが、交通渋滞は未だ解消されていない。近年では、都心部における新規道路整備は物理的、経済的にも現実的な対策ではなくなってきており、供給側ではなく需要側を対象とした対策である交通需要管理等の対策が注目を集めている。実際、時差出勤やフレックス勤務等の通勤交通を時間的に分散させるための施策やパーク・アンド・ライド等の自動車から公共交通機関への転換を促す施策が実施されている他、混雑料金制度等についても検討が進められている。また、ITS(Intelligent Transport System)技術

を活用した渋滞対策も進められており、VICS (Vehicle Information and Communication System)等によるリアルタイムの交通情報の提供が実現している他、AHS (Advanced cruise-assist Highway Systems)による車群の高速隊列走行技術などの自動運転に関する技術の実用化が検討されている。ただし、これらの技術を効率的に利用するためには車両間で相互に通信し、複数の車両が協調することが不可欠であり、それらの技術を装備した車両への転換を促進する必要がある。

自動車による環境汚染も大きな問題となっている。従来は、騒音や振動といった局地的な環境問題が主流であったが、近年では、排気ガスに含まれるCO₂による地球規模の環境汚染が大きな問題となってきている。CO₂は地球温暖化を促進させ、人類の生活環境や生物の生息環境に広範で深刻な影響を生じさせるおそれがある。地球温暖化を防ぐため各分野における対策が求められており、交通分野においても自動車車両単体からの排出抑制を図ると共に、交通需要管理等の対策によって、より地球環境への負荷の少ない交通システムの構築が求められている。自動車車両からの排出抑制に関しては、これまでより格段に低燃費の自動車や、電気とガソリンのハイブリッド自動車などが既に商用化されているものの、電気自動車等のより優れた低公害自動車の普及の促進が課題である。燃費に応じて自動車の保有税率に格差を設ける「グリーン税制」の2000年度の税制改革での実現が検討されており、低燃費車への転換が期待されている。

交通事故の問題も未だ十分な解決がなされていない問題である。交通事故は高度成長期の1970年に交通事故死亡者数が年間16,000人を超えてピークを迎えた後、同年に制定された交通安全対策基本法に基づく懸命の交通安全対策によって減少されたものの、現在でもなお年間約10,000人の命が交通事故によって奪われている(総務庁編, 1998)。車両の安全性を向上させるために、エア・バッグやABS (Anti-lock Break System)等の安全装備が既に実用化されており、一定の効果をあげている。今後もさらに安全性の高い車両が市場に導入される事が期待される。これらの安全装備は既に保有している車両に対して追加的に装備されることはまれであり、一旦製造された車両に後から装備することが不可能な場合もあるため、これらの安全装備を普及させるためには新車への買い替えを促進させる必要がある。

ここで、交通需要管理施策の事前評価を行うためには、交通需要管理施策による自動車利用の変化を予測する必要がある。交通需要管理施策は自動車利用者に働きかけるものであるため、人々の自動車利用行動に対する理解が不可欠である。従来の集計型の需要予測手法に対して個々人の交通行動を対象とした非集計行動モデルが数多く構築されているのは、まさにこのような理由によるものであり、その柔軟なフレームワークによって様々な交通需要管理施策時の需要予測に適用されてきた(北村, 1996)。非集計交通行動モデルでは、各個人を選択主体として選択行動をモデル化し、それらの選択行動結果を集計することによって総量的な需要予測を行う。伝統的な非集計交通行動モデルにおいては個々人の選択行動は互いに独立であると仮定されており、他者の選択結果が自らの選択行動に及ぼす影響について考慮されていない。しかしながら、世帯内の個々人の活動・交通行動は、それぞれ独立に決定されるのではなく、世帯

構成員間での相互作用の結果として決定されるものである(Bhat and Koppelman, 1993)。世帯内での自動車の利用を考えた場合、我が国では世帯内の全ての自動車免許保有者が自分専用の自動車を保有している訳ではないため、自動車を選択肢集合に含む交通機関選択行動をモデル化するには世帯内での自動車の割り当てをモデル化する事が不可欠である。交通需要管理施策の実施によって、世帯構成員の1人が自動車による通勤を鉄道利用へと転換した時、家に残された自動車が、他の構成員によって通勤や買い物等に利用されるといった交通需要管理施策による波及的な効果は、個々人の交通行動が独立と仮定した場合には予測できない。

本研究では、世帯構成員の交通機関選択行動を世帯が保有する自動車の割り当て行動と捉え、世帯構成員間の自動車利用の競合を明示的に考慮した分析を行うことにより、交通需要管理施策等の実施に伴う交通需要予測手法の発展を目指す。ここで、個々人の日々の交通機関選択行動はそれまでの習慣に強く影響されるものであることが明らかとなっている(Banister, 1978)。つまり、世帯内での日々の自動車の割り当ては、その時点までの習慣的な割り当てに大きな影響を受けるものと考えられる。習慣的な割り当ては一般的にはメインドライバーという言葉で表現されるものであり、本研究では、交通機関選択行動に対する習慣の影響を考慮する方法として、メインドライバーの存在を明示的に考慮した日々の自動車の配分をモデル化することとする。

さらに、日々の交通機関選択行動に対する習慣は、一旦形成されると交通サービス水準等の変化に対する感度が鈍くなることが指摘されている。ただし、そのような習慣に陥った交通機関選択行動であっても、自動車の購入等の自らの環境の変化によって習慣から解放され、各選択肢の交通サービス水準等を十分考慮して交通機関選択行動を行うことも指摘されている(Banister, 1978)。すなわち、交通需要管理施策等によって交通サービス水準を変更した場合であっても、その影響が直ちに現れるとは限らず、交通サービス水準の変化以降の自動車の買い替え、追加購入、購入を伴わない破棄(本研究では、これらを総称して取り替え更新行動と呼ぶ)時になって、初めて交通行動に変化を及ぼす可能性がある。よって、交通需要管理施策の動的な影響を把握するためには、世帯の自動車取り替え更新行動をも分析する必要がある。

一方、ITS 技術を装備した自動車の普及や、低公害車、低燃費車への転換、高度な安全装備を備えた自動車の普及等を予測するためには、世帯の車種選択行動を動的な視点で分析することが不可欠である。従来の静的な自動車保有分析では、世帯間の世帯構成や交通サービス水準等の差により自動車保有台数や保有車種の違いを説明する形となっており、静的な自動車保有分析では、暗に均衡状態を仮定しているといえよう。実際には、世帯構成や交通サービス水準等の変化によって保有台数や保有車種を即時的に対応させるとは考えられず、対応行動には時間的な遅れが存在するものと考えられる。また、世帯構成や交通サービス水準等が変化した場合に生じる保有台数の変化や保有車種の変化と一致する保証はない。このことは、複数台保有世帯が保有している自動車を同時に買い替えることがほとんど無いことから明らかであろう。すなわち、世帯がどのような車種の自動車を何台保有しているかといった状態を記述するので

はなく、世帯がどの時点でどのような自動車取り替え更新行動を行い、どのような車種を購入するのか、といった時間軸上での行動を記述する必要がある(Kitamura, 1992)。

本研究では、時間軸上での自動車取り替え更新行動の分析、および取り替え更新時の車種選択行動を分析することにより、時間軸上での世帯の自動車取り替え更新行動を把握することを目的とする。ここで、自動車取り替え更新時期と取り替え更新の種類には密接な関係があるとの認識から世帯の取り替え更新時期と取り替え更新種類の同時決定モデルを構築する。また、取り替え更新時の車種選択行動には、その自動車を誰が使うのかといった世帯内での自動車の配分が大きな影響を及ぼすものと考え、購入車種とメインドライバーの同時選択モデルを構築する。さらに、構築したモデルを用いて車検制度の変更に対する感度分析を行うことにより、ITS 技術を装備した自動車の普及や、低公害車、低燃費車への転換、高度な安全装備を備えた自動車の普及等を促進するための施策評価への適用可能性を検討する。

1.2 本論文の構成

本論文は、図 1-1 に示すように9章から構成される。

第1章では、本研究の背景について述べ、世帯内での自動車の配分という観点からの交通機関選択行動、および、時間軸上での動的な自動車取り替え更新行動、車種選択行動の分析の必要性について述べた。第2章では、世帯の自動車保有・利用に関する既存の研究を概観し、それに基づいて本研究における分析の基本的な方法論について再び検討する。

第3章では交通機関選択行動に焦点をあて、世帯内での自動車の配分によって世帯構成員の利用交通機関が決定されるとの観点から世帯の交通機関選択行動モデルを構築し、その有効性を検討する。その際、日々の交通機関選択行動には習慣が大きな影響を及ぼしていると考えられるため、メインドライバーの存在を明示的に考慮した自動車の配分をモデル化する。

第4章では、車種選択行動、および、自動車の利用状況を表す指標である年間走行距離に焦点をあて、購入車種とメインドライバーの同時決定モデル、および、車種、メインドライバーを考慮した各保有自動車の年間走行距離モデルを構築する。複数台保有世帯においては継続して保有する自動車の車種を条件として購入車種が決定され、継続保有自動車の世帯内での再配分も行われる可能性があること、また、各保有自動車の使い分け等により年間走行距離に相互作用があることを考慮した分析を行う。

第5章、および、第6章では時間軸上での世帯の自動車取り替え更新行動の基礎的な分析として、各保有自動車の保有期間の分析を行う。自動車保有期間は一般に調査が実施される期間に比べて長いので、各自動車に購入から売却までを観測出来ない場合が多く、その影響を考慮した調査、および、分析の必要性がある。第5章では断面調査によって得られた回顧データを用いた分析を行う。回顧データには記憶の忘却に伴う報告漏れが存在するため、報告漏れに伴うバイアスを考慮した分析を行う。第6章ではパネル調査によって得られた調査時点間の行動データを用いた分析を行う。このようなデータには対象となる自動車が調査開始時点で

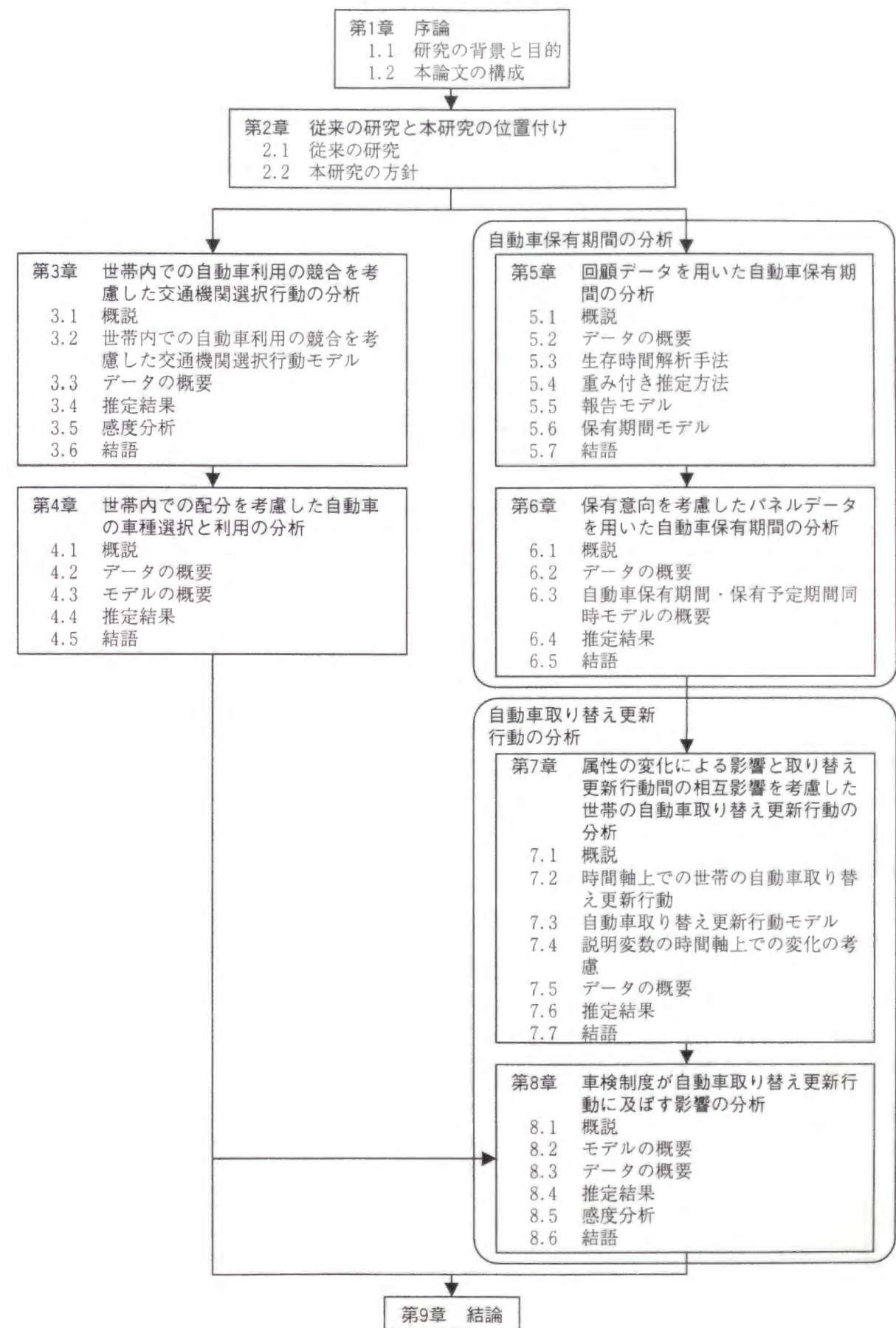


図 1-1 本論文の構成

既に保有されているケースが多く存在するため、そのような途中からの観測ケースについても分析対象として取り扱う形でモデルを構築する。さらに、自動車保有期間に関する意向と実際の保有期間を同時にモデル化することにより、個人間の非観測異質性を考慮した分析を行う。

第5章、第6章で得られた知見を基に、続く第7章、第8章では各自動車の保有期間の決定も内包する形で世帯の自動車取り替え更新行動を分析する。第7章では世帯内の他の保有自動車や連続する取り替え更新間の相互作用、および、世帯属性の変化による影響等に焦点をあてた分析を行う。第8章では、車検制度、および、車種選択行動が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を考慮したモデルを構築すると共に、車検制度の変更に伴う自動車取り替え更新行動の変化をシミュレーションによって分析することにより、自動車保有行動に影響を及ぼすと考えられる交通施策の評価手法としての適用可能性を検討する。

最後に、第9章では、本研究の各章で構築したモデルの関係について述べるとともに、それらの分析を通じて得られた知見をまとめる。そして、今後の研究で取り組むべき課題について示す。

第1章 参考文献

Banister, D. (1978) The influence of habit formation on modal choice – a heuristic model, *Transportation*, Vol. 7, pp. 19-23.

Bhat, C. R. and F. S. Koppelman (1993) A conceptual framework of individual activity program generation, *Transportation Research A*, Vol. 27A, pp. 433-446.

Kitamura, R. (1992) A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle transactions model, *Proceedings of Japan Society of Civil Engineers*, No. 440/IV-16, pp. 13-29.

運輸省 (1999) 平成10年度運輸白書, 大蔵省印刷局, 東京.

運輸省大臣官房統計調査部編 (1998) 陸運統計要覧平成10年版, 日本自動車会議所, 東京.

北村隆一 (1996) 交通需要予測の課題：次世代手法の構築に向けて, 土木学会論文集, No. 530/IV-30, pp. 17-30.

建設省編 (1999) 平成11年度版建設白書, 大蔵省印刷局, 東京.

総務庁編 (1998) 平成10年度版交通安全白書, 大蔵省印刷局, 東京.

第2章 従来の研究と本研究の位置付け

本章では、世帯の自動車保有・利用行動に関する従来の研究を概観し、本研究での位置付けを行う。2.1 では、従来の自動車保有・利用行動の分析を時間軸及び分析対象の観点から分類する。2.2 では、各々の分析手法を概観した結果を踏まえて本研究での分析手法の方針を述べ、従来の研究における位置付けを示す。

2.1 従来の研究

自動車保有行動は、交通機関選択行動や経路選択行動等の選択行動とは異なり、1年や数年といった長い期間の中で行動が生起するという特徴を持つ。よって、自動車保有行動の分析を行うにあたり、行動をどのように観測するかによって異なったモデルの構造が用いられている。すなわち、ある時点に観測時点を固定してその時点での自動車保有状態を観測する静的モデル、一定の時間間隔毎に観測することにより各時点での自動車保有状態を観測する動的状態モデル、一定の時間間隔毎、あるいは連続時間軸上での観測により自動車保有状態の更新行動を観測する更新行動モデルである。

交通行動分析手法全体の発展に伴ない自動車保有分析においても静的モデルから動的モデルへの移行が進んでいる。静的モデルに対する動的モデルの優位性については Kitamura (1987) がまとめているように、個人間の「差異」に基づくモデルが個人の行動「変化」を再現出来る保証はなく、行動変化を予測するためにはどのような状況下で個人がその行動を変化するのかという縦断面調査に基づく動的モデルを用いた方が理論的な妥当性が高い。実際、Goodwin (1993) は自動車保有台数に対する世帯収入の影響を分析し、同一時点内での世帯間の差異に基づく感度と同一個人内の時点間の差異に基づく感度が異なるという知見を得ている。さらに、交通行動モデルは基本的に世帯や個人の意思決定をモデル化するものであり、更新行動の結果としての自動車保有状態をモデル化するよりも更新行動そのものをモデル化の方が自然であり、本質的に自動車保有行動の再現性が高いものと期待される (Kitamura, 1992)。

一方、自動車保有行動は様々な行動要素を含んでおり、個々の分析目的に応じてそれぞれの行動要素に着目した分析が行われてきた。その際、個々の行動要素は非常に密接に関係しており、相互に影響を及ぼしているものの、得られるデータや分析手法の限界によってその他の行動要素を外生的に捉えていることも多い。もちろん複数の行動要素を同時に考慮した分析も行われており、そのような分析では行動間の相互作用がモデル化されている。ただし、複数の行動要素をモデル化するためにはそれに応じて必要となるデータの質が増える事が問題となる。

以下では、3つのモデルの構造毎に、各行動要素および行動要素群の分析手法を示す。

2.1.1 静的モデル

静的モデルは1時点における自動車保有状態の観測に基いて、個々の個人や世帯間の差異と

自動車保有行動の差異の関係をモデル化することによって自動車保有行動に及ぼす影響を探る分析手法である。初期の自動車保有分析の多くは静的モデルの枠組みによるものである。静的モデルが対象とする主な行動要素は保有台数の選択、保有車種の選択、自動車利用行動の結果としての年間走行距離やトリップ発生頻度の3要素である。当然の事ながらそれぞれは密接に関連しており全てを同時に考慮したモデルシステムも提案されている。ここでは個々のモデル化について示した後、それらを組み合わせたモデルシステムについて示す。

a) 保有台数選択モデル

自動車保有分析のごく初期の段階から保有台数を予測するモデルは数多く構築されてきた (Lerman and Ben-Akiva, 1976; Mogridge, 1978; Tran, 1980)。我が国でもいくつかの研究が行われている (森地他, 1984; 佐佐木他, 1986; 建設省土木研究所, 1988; 小宮・久保田, 1991) 他、近年でも、モデルの構造等に関していくつかの研究が行われている (Bhat and Koppelman, 1993; Pendyala et al., 1995; Bhat and Pulugurta, 1998)。

保有台数選択モデルは、観測時点の世帯の自動車保有台数を被説明変数とし、同じ時点の世帯属性と自動車属性を説明変数とするモデルである。説明変数には、世帯収入の他、自動車保有の費用として自動車購入費用や自動車維持費用、公共交通機関の利用可能性、世帯の就業者数等が有意な要因として導入されている (Train, 1986)。我が国の研究では、佐佐木他 (1986) は世帯のライフサイクルステージを、小宮・久保田 (1991) は駐車場所制約を導入している。ただし、自動車保有の費用は実際には保有車種によって異なるため注意が必要である。Lerman and Ben-Akiva (1976) のモデルでは平均的な費用としてある一定の費用を用いており、他の値を用いた場合にもパラメータの推定値が影響されなかったことにより妥当性を主張している。しかしながら、現在のような同車種中にもバリエーションやグレードをいくつも設けるといったメーカーによるワイド・バリエーション戦略の下では、平均費用の算出は困難である。また、平均価格が一定で車両価格帯が広がった場合等の影響を考慮することが出来ない。ただし、この問題に対しては、保有台数と車種の同時選択行動をモデル化することにより、車種毎の費用を考慮するという方法が取られており、これについては後で述べる。

保有台数選択モデルの定式化には、オーダード・ロジット・モデル、あるいは多項ロジット・モデルが適用される事がほとんどである。これら2つのモデルの間では世帯が自動車保有することによって得られる効用に対する仮設が異なっている。つまり、前者のモデルの場合には、世帯が自動車保有の必要性を潜在的に感じており、その潜在的な必要性が高いほど多くの自動車を保有する、というものである。一方、後者のモデルの場合には、保有台数とは独立に決定される潜在的な必要性といったものは仮定せず、保有しない場合、1台保有した場合、…というように個々の台数を保有した場合に世帯が得られる効用を比較し、最も高い効用が得られる台数を保有する、というものである。Bhat and Pulugurta (1998) は同一のデータに対して両モデルを適用し比較分析を行った結果、多項ロジット・モデルの方が勝っており、個々の台数を保有した場合の効用を比較するという行動仮説の方が妥当性が高いという結論を得ている。

b) 車種選択モデル

車種選択モデルは、世帯が保有する車種を選択肢とし、世帯属性と自動車属性を説明変数とするモデルである。説明変数としては、世帯収入、世帯構成人数、世帯主の年齢、保有自動車数等が世帯属性として、自動車購入費用、自動車維持費用や燃費、乗車定員や重量、車長といった車両サイズを表す指標、車齢、馬力等が自動車属性としてモデルに導入されている (Train, 1978)。

ただし、既に述べたように非常に多くの車種が市場に存在するため、選択肢集合の設定は容易ではない。すなわち、市場に存在する個々の車種をそれぞれ選択肢とする場合には、ロジットモデルの適用に際して仮定される選択肢間の誤差項の独立性 (Ben-Akiva and Lerman, 1985) が成り立たない。また、選択肢数が膨大となるため各選択肢の属性データの用意、及び、推定計算に要する費用が高くなる。個々の車種を選択肢とした分析としては Manski and Sherman (1980)の研究がある。

選択肢間の独立性を確保し、選択肢数を抑えるために、車種を集約したクラスを選択肢とした場合には、選択肢の属性として複数の車種からなるクラスをどのように表すかが問題となる。このような問題に対しては、ネスティッド・ロジット・モデルの考え方にに基づき、クラスに属する個々の車種の効用のログサム変数をクラスの属性として説明変数に用いることが望ましい。しかしながら、実際に個々の車種の効用値を用いてログサム値を計算するには、個々の車種を選択肢とする場合と同様に計算費用が膨大となる。McFadden (1978)はクラスに属する車種数が大きくなるにつれて、ログサム変数の値が以下の式で近似されることを示している。

$$\ln(r_c) + \frac{1}{2} W_c^2 \quad (2.1)$$

ただし、 r_c はクラスに属する車種数、 W_c^2 はクラスに属する車種の効用の分散を表す。モデルの推定時には個々の車種の効用は既知ではないため、車種の個々の属性値の分散を用いることとなる。式(2.1)で表される近似を車種選択モデルに適用した分析としては、Train (1986)の研究がある。

個々の車種を集約するクラスについては、車両サイズによる分類が一般的である (Lave and Train, 1979; Beggs and Cardell, 1980; 建設省土木研究所, 1988; 青島他, 1991; 石田他, 1994)ものの、ブランドをクラスとして設定している事例 (Lave and Bradley, 1980; Chandrasekharan, et al., 1994)もある。これらは、分析の目的によって決定されるものであり、前者においては燃料価格の変化の影響、ガソリン消費量の予測や電気自動車の潜在需要の予測が分析の目的であるのに対して、後者においてはブランドロイヤリティや国産車と輸入車の競合状態等に焦点を当てたものである。

さらに、世帯が保有する全ての自動車ではなく、世帯が保有する最もサイズの小さい自動車

のみを対象としてサイズを選択肢とする車種選択モデルを構築しているケース (Lave and Train, 1979)もある。これは、小さいサイズの自動車の保有世帯が電気自動車への転換の潜在需要を形成するとの認識に基づき電気自動車の需要予測を念頭においたものである。

電気自動車等の需要予測を行うためには、現在、市場に出回っていない電気自動車の、航続距離や充電時間等といった未知の属性の影響についてもモデルに導入する必要がある。よって電気自動車の需要予測等を目的とした研究 (Beggs, et al., 1981)では、SP調査データに基づく分析が行われている。SPデータに基づく分析では、提示する代替選択肢数を制限することにより、選択肢間の独立性を保つことが容易である。しかしながら、従来よりSPデータ一般の信頼性の低さについては数多くの指摘がなされており、車種選択行動についても例外ではないものと思われる。

車種選択モデルの定式化には主にロジットモデルが用いられてきた。通常のロジットモデルでは線形効用関数が用いられており、複数の属性間の補償可能性が仮定されている。もちろん、車種選択行動が補償型の選択構造に基づく保証はなく、Recker and Golob (1979), Murtaugh and Gladwin (1980)は非補償型の選択構造を仮定した車種選択モデルの構築を行っている。いずれの分析においても世帯が最初に考慮する要因は車両サイズであるという知見を得ている。

c) 走行距離モデル

世帯の自動車利用状況を表す指標として、1年間や1カ月間の走行距離を被説明変数とする走行距離モデルが主に構築されてきた。もちろん、実際の自動車利用行動は日々行われており、走行距離は一定期間内の交通発生選択、目的地選択行動選択、及び交通機関選択行動結果による自動車利用を集計したものである。よって、走行距離モデルはこれらの行動を簡略的にモデル化したものと捉える事が可能である。走行距離モデルを用いることによって、ガソリン価格の高騰や低燃費車両の市場導入による自動車走行距離の変化、走行距離の変化の結果としての燃料消費量の変化を予測することが可能となる。

走行距離モデルの被説明変数としては、世帯内の各保有自動車の走行距離を個別にモデル化する場合、及び、それらの和を求め、世帯の総走行距離をモデル化する場合がある。保有自動車間の走行距離の相互作用が明示的に取り扱えること、及び、車種属性やメインドライバーの属性を説明変数に導入しやすい等によって、ほとんどの分析 (Mannering, 1983; Hensher, 1985; Golob, et al., 1996a, 1996b)では各保有自動車の走行距離をモデル化している。その他の有意な説明変数としては、最寄り駅までの距離や所要時間等の公共交通機関の利便性を表現する要因を含む世帯属性が用いられている。

各保有自動車の走行距離をモデル化する場合、当該自動車以外の走行距離を説明変数として用いるため、保有自動車数毎に世帯をセグメント分割し、各セグメント毎にモデルを構築することとなる。例えば、2台保有世帯は以下の連立方程式で表される。

$$\begin{aligned} VMT_i &= \alpha_1 VMT_2 + \beta_1 X_i + \gamma_1 Y_i + \lambda_1 Z + \varepsilon_i \\ VMT_2 &= \alpha_2 VMT_i + \beta_2 X_2 + \gamma_2 Y_2 + \lambda_2 Z + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (2.2)$$

ただし、 VMT_i は保有自動車 i の走行距離、 X_i は保有自動車 i の属性ベクトル、 Y_i は保有自動車 i のメインドライバー属性ベクトル、 Z は世帯属性ベクトル、 ε_i は誤差項を表し、 α_i は未知パラメータ、 β_i , γ_i , λ_i は未知パラメータベクトルを表す。

ε_1 , ε_2 は独立ではなく互いに相関を持つと考えられるため、誤差相関を考慮可能な推定方法が用いられる。初期の研究 (Mannering, 1983; Hensher, 1985) では 3SLS (three-stage least squares) が用いられていたが、計算技術の発達により、近年の研究 (Golob, et al., 1996a, 1996b) では構造方程式モデル (SEM: Structural Equations Model) が用いられるようになってきている。

また、走行距離が常に正の値を取ることから、走行距離の替わりに走行距離の対数を用いている研究 (Golob, et al., 1996a, 1996b) もある。

さらに、保有自動車が多数の場合には、各自動車を一定の順番に並べる必要がある (保有自動車が2台の場合には、どちらの自動車を式(2.2) の $i=1$ とするかを決定することになる)。順序付けの方法としては車齢等を用いる事も考えられるが、多くの場合、分析者の主観的な基準に頼らざるを得ないため、未知パラメータを全ての保有自動車に対して共通とすることによってこの問題を回避することが多い。

d) 統合モデル

いくつかの研究では、保有台数の選択、保有車種の選択、および走行距離が相互に密接に関連していることを考慮したモデルシステムが提案されている。

保有台数の選択と保有車種の選択を組み合わせたモデルとして、Train (1986) は保有台数の選択を上位レベル、保有車種の選択を下位レベルとするネスティッド・ロジット・モデルを構築している。ネスティッド・ロジット・モデルを適用することにより、保有台数選択モデル構築の際に問題であった平均自動車費用を算出する必要がなくなり、車種選択レベルの効用関数に個々の車種の自動車費用を導入することによって、ログサム変数を通じて保有台数選択に及ぼす自動車費用の影響を考慮可能となる。

一方、保有台数の選択や保有車種の選択と走行距離モデルを統合する際には、前者が離散的選択行動であるのに対して後者が連続的選択行動であることから、離散連続選択モデルを適用した分析 (Train, 1986; de Jong, 1997) が行われている。de Jong (1997) は0台、1台、2台を選択肢とする保有台数の選択と走行距離の決定を組み合わせた離散・連続選択モデルを構築しており、間接効用関数を以下のように定式化している。

$$\begin{aligned} U_0 &= \frac{1}{1-\alpha} y^{1-\alpha} \\ U_1 &= \frac{1}{1-\alpha} (y - c_{11})^{1-\alpha} + \frac{1}{\beta_{11}} \exp(\gamma_{11} Z_{11} + \varepsilon_{11} - \beta_{11} v_{11}) \\ U_2 &= \frac{1}{1-\alpha} (y - c_{21} - c_{22})^{1-\alpha} + \frac{1}{\beta_{21}} \exp(\gamma_{21} Z_{21} + \varepsilon_{21} - \beta_{21} v_{21}) + \frac{1}{\beta_{22}} \exp(\gamma_{22} Z_{22} + \varepsilon_{22} - \beta_{22} v_{22}) \end{aligned} \quad (2.3)$$

ただし、 U_i は台数 i の間接効用、 y は世帯収入、 c_{ij} , Z_{ij} , v_{ij} は i 台保有の場合の自動車 j の自動車費用、メインドライバー属性や世帯属性ベクトル、燃費 (l/km) を表し、 ε_{ij} は正規分布に従う誤差項を表す。 α , β_{ij} は未知パラメータ、 γ_{ij} は未知パラメータベクトルを表す。

ロワの恒等式により、走行距離に関して式(2.3)から以下の式が導かれる。

$$\begin{aligned} \ln x_{11} &= \alpha \ln(y - c_{11}) + \gamma_{11} Z_{11} - \beta_{11} v_{11} + \varepsilon_{11} \\ \ln x_{21} &= \alpha \ln(y - c_{21} - c_{22}) + \gamma_{21} Z_{21} - \beta_{21} v_{21} + \varepsilon_{21} \\ \ln x_{22} &= \alpha \ln(y - c_{21} - c_{22}) + \gamma_{22} Z_{22} - \beta_{21} v_{22} + \varepsilon_{21} \end{aligned} \quad (2.4)$$

ただし、 x_{ij} は i 台保有の場合の自動車 j の走行距離を表す。前述の走行距離モデルと同様に、式(2.3), (2.4)中のいくつかの未知パラメータは共通と仮定されることも多い。

従来、離散・連続選択モデルは誤差項の相関を考慮した上で、式(2.4)による回帰モデルと式(2.3)による離散選択モデルとして逐次的に推定されて来た。Train (1986) は式(2.3)の効用関数を線形化した上でロジットモデルを用いて逐次的なパラメータ推定を行っている。近年の計算機の計算能力の向上により、de Jong (1997)では効用関数の簡略化なしに、同時推定によって未知パラメータの推定が行われている。

離散連続選択モデルの他、保有台数の選択と走行距離の統合モデルとして SEM を用いたモデル Golob (1998)も構築されている。保有台数は連続変数ではなく離散変数であるため、SEMを用いる際には従属変数の離散性を考慮したパラメータの推定法を用いる必要がある。Golob (1998)は、変数の正規性が成り立たない場合にも有効な ADF-WLS 推定量を用いてパラメータ推定を行っている。

いずれのモデルにおいても、自動車保有と利用の相互作用を明示的にモデルに導入しており、ガソリン価格の変化による自動車保有への影響や車両価格の変化による自動車利用への影響等が的確に把握することが可能である。

2.1.2 動的状態モデル

静的モデルは、自動車保有状態をその時点の属性値によって説明しようとするものであった。つまり、ある時点の自動車保有状態は、それ以前の過去の自動車保有状態とは独立であり、説

明変数の属性値の変化に即時的に対応し、常に均衡状態にあることを暗黙的に仮定していた。しかしながら、個々の世帯では保有自動車の買い替え等は1年や数年といった長い期間の中でも頻繁に行われるわけではない。ある時点の自動車保有状態は反応遅れや状態依存等を含んでおり、過去の自動車保有状態や自動車保有に影響を与える説明変数の過去の属性値もモデルに導入する必要がある。以下では、離散時間軸上での各時点の自動車保有・利用状態を、過去の状態の影響を考慮した形でモデル化する、動的状態モデルについて概観する。

a) 動的保有台数モデル

動的保有台数モデルは、一定時間間隔毎の自動車保有台数を被説明変数とし、各時点の世帯属性と自動車属性を説明変数とするモデルである。時間間隔としては、1年が用いられることが一般的である。説明変数としては、静的モデルと同様の変数が用いられている。ただし、1時点前の自動車保有台数、あるいは1台保有ダミーや2台保有ダミーを説明変数に加えることにより、自動車保有台数の状態依存性を表す。また、1時点前の世帯属性値等を遅れ効果として説明変数に取り入れることもある。Kitamura (1989) は1時点前の値に加えて1時点前からの属性値の変化を表す変数を説明変数に加えて分析を行っており、世帯内の免許保有者数や世帯収入について、1時点前より増えた場合と減った場合では、その効果が異なることを示している。さらに、各時点の誤差項が互いに相関していると仮定することにより、自動車保有に関する世帯間の非観測異質性を表す。

Kitamura and Bunch (1990) は4時点のパネル調査によって得られたデータを用いて、オーダー・プロビット・モデルを適用した動的保有台数モデルを構築している。1時点前の自動車保有台数を説明変数に用いるために、被説明変数として用いられるのは、2時点目から4時点目までの3時点の自動車保有台数である。パラメータ推定の際には、1番最初の時点の自動車保有台数を静的モデルにより推定し、実際の自動車保有台数を推定値で置きかえることにより、動的モデルで問題となる初期値の設定の問題を解消している。

さらに、誤差項を以下のように定式化し、系列相関が時点に依存せず一定と仮定した場合と時点に依存すると仮定した場合の結果を比較している。

$$\varepsilon(i, t) = \alpha(t)q(i) + U(i, t) \quad (2.5)$$

ただし、 $\varepsilon(i, t)$ は世帯 i の時点 t の誤差項、 $q(i)$ は世帯 i の非観測異質性、 $U(i, t)$ は世帯 i 、時点 t に独立な誤差項を表し、 $\alpha(t)$ は未知パラメータを表す。 $\alpha(t)$ を時点に依存せず一定とすることにより系列相関の影響が一定であると仮定することとなる。一方、 $\alpha(t)$ を時点に依存し変化すると仮定する場合には、さらに、 $U(i, t)$ の分散についても時点に依存して変化すると仮定した場合と時点に依存せず一定と仮定した場合の比較を行っている。分析の結果より、自動車保有台数に関する強い状態依存性を確認した他、説明変数のパラメータの推定値はモデル間で

頑健であるものの、単純に1時点前の自動車保有台数を説明変数として加えるだけのモデルでは、状態依存や系列相関に関して誤った結論を導く可能性があることを示している。

b) 動的自動車利用モデル

動的自動車利用モデルは、一定時間間隔毎の自動車走行距離やトリップ時間等を被説明変数とするモデルである。説明変数や時間間隔は前述の動的自動車保有台数モデルと同様である。Hensher and Smith (1982) は Anderson and Hsiao (1982) による方法を用いて初期値の設定問題についてより厳密な取り扱いをしている他、系列相関の時刻依存性や時点によって変化しない変数と非観測異質性の相関等について複数のモデルを比較検討している。

c) 動的自動車保有・利用統合モデル

動的統合モデルでは、一定時間間隔毎の自動車保有台数あるいは保有車種の選択と、走行距離やトリップ時間、トリップ数等を被説明変数とし、それらを統一的に説明するモデルである。説明変数はこれまで述べた動的保有台数モデルや動的自動車利用モデル等で用いているものと同様の変数である。モデルの構造としては、静的な統合モデルと同様に、離散・連続選択モデル (Manning, 1985; Hensher, 1986; Hensher, et al., 1989) や誤差項の相関を考慮した限定従属変数を含む連立方程式モデル (Kitamura, 1987; Meurs, 1993)、SEM (Golob and van Wissen, 1989; Golob, 1990; van Wissen and Golob, 1992) 等のモデルが用いられている。いずれのモデルにおいても自動車保有と利用の相互作用や誤差相関をモデルに導入しており、Kitamura (1987) は、時刻 t の内生変数 $Y_1(t)$ 、 $Y_2(t)$ 、および外生変数 $X_1(t)$ 、 $X_2(t)$ 、誤差項 $\varepsilon_1(t)$ 、 $\varepsilon_2(t)$ 構成されるモデルシステムについて、変数間の関係を表 2-1 のように分類している。実際のモデルの推定にあたっては、表中のいくつかの関係の存在を仮定したモデルが推定されており、自動車保有台数の選択とトリップ数は独立であるとの知見を得ている。

表 2-1 変数間の関係

	同時効果	慣性効果	遅れ効果
外生変数と外生変数	$X_1(t) \leftrightarrow X_2(t)$	$X_1(t) \leftrightarrow X_1(t-\delta)$ $X_2(t) \leftrightarrow X_2(t-\delta)$	$X_1(t) \leftrightarrow X_2(t-\delta)$ $X_2(t) \leftrightarrow X_1(t-\delta)$
内生変数と外生変数	$Y_1(t) \leftarrow X_1(t)$ $Y_2(t) \leftarrow X_2(t)$	—	$Y_1(t) \leftarrow X_1(t-\delta)$ $Y_2(t) \leftarrow X_2(t-\delta)$
内生変数と内生変数	$Y_1(t) \leftarrow Y_2(t)$ $Y_2(t) \leftarrow Y_1(t)$	$Y_1(t) \leftarrow Y_1(t-\delta)$ $Y_2(t) \leftarrow Y_2(t-\delta)$	$Y_1(t) \leftarrow Y_2(t-\delta)$ $Y_2(t) \leftarrow Y_1(t-\delta)$
誤差項間	$\varepsilon_1(t) \leftrightarrow \varepsilon_2(t)$	$\varepsilon_1(t) \leftrightarrow \varepsilon_1(t-\delta)$ $\varepsilon_2(t) \leftrightarrow \varepsilon_2(t-\delta)$	$\varepsilon_1(t) \leftrightarrow \varepsilon_2(t-\delta)$ $\varepsilon_2(t) \leftrightarrow \varepsilon_1(t-\delta)$

ただし、 \leftrightarrow は相関関係を表し、 \leftarrow は因果関係を表している。また、 $\delta > 0$ 。

2.1.3 更新行動モデル

静的モデルや動的状態モデルでは、観測時点の世帯の自動車保有状態をモデル化していたのに対して、更新行動モデルは保有状態の変化をもたらす行動をモデル化するものである。Kitamura (1992) は、更新行動モデルが動的状態モデルより優れている点として、以下のように

まとめている。

- ・自動車市場モデルの要素として自動車の購買、中古車市場への供給、スクラップの需要予測モデルとして用いることが出来る。
- ・更新費用（トランザクションコスト）の論理的整合的な取り扱いが可能である。
- ・更新費用の非対称性（自動車を新たに追加する方が自動車を手放すより費用がかかる）を表現可能であり、それらの更新費用を更新を行わない場合の費用（自動車を維持するための費用は更新する費用より大抵低い）と比較可能である。
- ・自動車保有期間を内生変数として取り扱うことで、自動車保有に関する長期的な意思決定をモデル化することが可能である。
- ・自動車利用を自動車更新に関する意思決定に影響を与える要因として論理的整合的に取り扱うことが可能である。

a) 離散時刻モデル

離散時刻上での自動車保有行動を表す離散時刻モデルでは、パネル調査等による各観測時点間の更新行動の有無およびその種類を被説明変数としてモデル化するものである。

Hocherman et al. (1983)は更新行動を行うか否かの選択を上位レベル、更新行動を行う場合の購入車種を下位レベルとするネスティッド・ロジット・モデルを構築している。対象は更新行動前の時点で0台保有の世帯と1台保有世帯に限られており、更新行動の種類としてはそれぞれ0台保有世帯には新規購入、1台保有世帯には買い替えが考慮されているのみであり、複数台保有については考慮されていない。また、推定に用いたデータは断面調査によるものであり、過去1年間を対象期間として更新行動の有無をモデル化している。よって、時点毎に同一の世帯が選択を繰り返すことによる非観測異質性の影響については全く考慮されていない。

非観測異質性を考慮する方法として、ベータロジスティック分布を用いた分析が行われている（Manski and Goldin, 1983; Berkovec, 1985; Smith, et al., 1991）。ベータロジスティック分布を用いた分析では、各離散時点における更新行動の選択を離散選択モデルで表し、更新行動を行うまでの複数の時点での選択（時点1から観測を始めて時点 t で更新行動を行った場合、更新行動を行わなかった $t-1$ 回の選択と更新を行った1回の選択）を観測したものとして、各時点における選択効用に時点間に共通なベータロジスティック分布に従う非観測異質性を仮定するものである。

ただし、Manski and Goldin (1983), Berkovec (1985)では自動車の廃棄のみを取り扱っており、世帯の行動を対象としたモデルというよりは、自動車市場モデルの一要素としてのモデルという側面が強く、世帯間の観測異質性等は考慮されていない。一方、Smith et al. (1991)では、1台保有世帯の買い替え行動のみを対象としており、追加購入や購入を伴わない保有自動車の破棄といった保有台数の増減に伴う行動は考慮されていない。

なお、我が国では、安藤他（1997）が居住地の変更に伴う自動車保有台数の変化を記述するために、増車、変化無し、減車を選択肢として引っ越しに伴う自動車取り替え更新行動の

離散選択モデルを構築している。しかしながら、この分析では、通常のパネル調査のように一定間隔毎の観測を行っているわけではなく、居住地の変更を与件としてモデル化が行われており、自動車保有台数の変化の時期を予測することが出来ない。よって、予測モデルとして用いるには新たに居住地の変更行動をモデル化する必要がある。

b) 連続時刻モデル

離散時刻モデルでは、各観測時点間の更新行動の有無をモデル化していたのに対して、いつ更新行動を行うかという視点から、更新行動の時期をモデル化する方法がある。更新行動時期をモデル化する場合には、離散時刻モデルで問題となった同一世帯からの繰り返し観測の問題が解消されるだけでなく、観測時点を外生的に設定する必要が無く、連続的な時間軸上で更新行動を予測可能となる。もちろん、連続変数としての出力結果は予測結果を分析者が一定の期間毎にまとめることが可能であるため、予測が柔軟に行えるという利点がある。また、各世帯が1年毎に自動車取り替え更新行動の実施を検討するといった恣意的な仮定をおく必要もない。

連続時刻モデルには、主にパラメトリックな生存時間モデル（Hensher and Mannering, 1994）が適用される。自動車取り替え更新行動は買い替え、追加購入、購入を伴わない破棄等、複数の種類からなる行動であり、競合危険モデルの適用が適切であると考えられる。しかしながら、いくつかの分析では競合を仮定せず、単独のハザード関数を用いたモデル化が行われている。

Mannering and Winston (1991), de Jong (1996)では、世帯を対象とするのではなく個々の保有自動車に着目し、世帯が各々の自動車をどのぐらいの期間保有するかを予測するモデルを構築している。これらのモデルは世帯の全ての自動車取り替え更新行動を表したものではないため、自動車保有に関する基礎的な知見を与えるにとどまっている。実際、Mannering and Winston (1991)はブランドを選択肢とする車種選択モデルと組み合わせることにより、アメリカ市場での国産車と輸入車の競合状態の記述から国内自動車産業の衰退を予測している。

Bunch et al. (1996)は世帯を対象とし、更新行動間の期間を被説明変数とするモデル化を行っている。このモデルは、電気自動車の需要予測のためのモデルシステムの要素として用いられており、更新行動の種類を問わず、更新行動の発生時期のみを予測するものとなっている。よって単独のハザード関数を用いており、更新行動の種類は決定されない。実際、モデルシステムの他の要素として、更新行動の発生を与件とし、買い替えを行うか追加購入を行うかという選択を上位レベル、車種選択を下位レベルとするネスティッド・ロジット・モデル（複数保有世帯に対しては買い替え時にいずれの保有自動車を買いかえるかという選択を中位レベルに加えている）を構築しており、更新行動の種類の決定についてはそちらのモデルで考慮する形となっている（Brownstone, et al., 1996）。ただし、このようなモデル化では、買い替えを行う時期と追加購入を行う時期は変わらず、更新行動の種類は更新行動時期に影響を与えないという仮定が置かれている。

一方、競合危険モデルを適用し、更新行動の種類の決定と更新行動時期の決定を同時に取り

扱うモデル化も行われており、Gilbert (1992)は世帯が保有する個々の自動車を対象として、新車との買い替え、中古車との買い替え、購入を伴わない破棄の3つの更新行動の種類を競合危険として取り扱い、更新行動種類の選択とその時期の決定を競合危険モデルによってモデル化している。また、世帯を対象とし競合危険モデルを適用した分析としては、Hensher (1998)の分析がある。Hensher (1998)は、Gilbert (1992)と同様に新車との買い替え、中古車との買い替えを更新行動種類の選択肢とした競合危険モデルを構築している。Gilbert (1992)と異なりいずれの保有自動車を買ひ替えるかという選択を考慮しておらず、世帯の買い替え行動間の期間を予測するものである。そのため、Gilbert (1992)の分析で考慮されていたような個々の自動車属性は説明変数に含まれていない。

2.2 本研究の方針

2.1で概観したように、初期の自動車保有・利用行動分析は主に静的なモデルによって世帯の自動車保有台数、保有車種、年間走行距離等の自動車利用状況を個別に分析するものであった。しかしながら、これらの行動は相互に密接な関係を持っており、1つの行動変化はそれ以外の行動の変化を連鎖的に引き起こすため、他の要素は固定した上で、1つの要素のみを取り出して政策評価を行おうとすることには問題が生じる。このような問題を解決するために各々の行動状態が均衡状態にあるものと仮定した統合モデルが開発されるようになった。統合モデルでは何らかの政策を実施した際に各世帯の自動車保有・利用状態がどのように変化するかを統一的に予測することが可能である。しかし、世帯が常に環境に対して均衡状態にあるとは考えられないこと、さらには時間軸上での「状態」をモデル化するのではなく、「行動」をモデル化の方が様々な要因を論理的整合的に取り扱う事が可能であるとの観点から、動的モデル、さらには自動車取り替え更新行動モデルへと分析手法の発展を遂げている。

本研究では、近年、自動車取り替え更新行動モデルの構築に用いられるようになった生存時間解析手法を適用し、連続時間軸上での取り替え更新行動のモデル化を行う。また、これまでの研究であまり分析されていない自動車利用行動の要素として、世帯内での自動車の配分行動（メインドライバーの決定）を取り上げ、その他の自動車保有・利用行動との相互作用のモデル化を行う。

第3章では世帯内での自動車の配分を与件とした世帯構成員の交通機関選択行動の分析を行い、世帯内の自動車配分行動が直接的な交通需要を引き起こす交通機関選択行動に及ぼす影響を明らかにする。第4章では世帯の車種選択と世帯内での配分行動の同時選択モデルを構築し、自動車配分行動が車種選択行動に及ぼす影響、および車種選択行動が自動車配分行動に及ぼす影響を明らかにする。また、世帯内での配分を考慮した年間走行距離モデルを構築することにより世帯内での自動車の配分が年間走行距離に及ぼす影響を明らかにする。

第5章以降では、生存時間解析手法を用いた世帯の自動車取り替え更新行動モデルの発展を目指した分析を行う。まず、第5章、第6章では世帯の保有する各自動車に着目し、自動車保

有期間のモデル化を行う。第5章では自動車保有期間を表す確率分布形について検討を行うとともに、回顧データによる報告漏れを考慮したモデルの推定を行うことにより、断面調査による回顧データの有効な利用方法を提案する。第6章ではパネル調査に基づくデータを用いたモデルの推定を行うと共に、将来の自動車保有意向に関するデータを同時に用いることにより、世帯間の非観測異質性をモデルに導入する方法を提案し、どのような世帯に意向と実際の保有行動のずれが存在するかを示す。

第7章では、第5章、第6章の結果を踏まえて世帯の自動車取り替え更新行動をモデル化する。従来の研究では自動車保有期間のモデル化と自動車取り替え更新行動のモデル化は個別に行われており、相互に整合性が取れていなかった。本研究では各自動車の保有期間モデルを内包する形で取り替え更新行動モデルを構築することにより、自動車保有期間の決定と取り替え更新行動の意思決定を統一的に捉えることとなる。さらに、動的状態モデルではその存在が確認されていたものの、生存時間解析手法を自動車保有に適用したこれまでの研究では考慮されてこなかった、自動車取り替え更新行動に影響を与える要因の遅れ効果や変化の非対称性をモデルに導入し、その影響を明らかにする。

第8章では、第4章で構築した車種・メインドライバー同時選択モデルを第7章で構築した自動車取り替え更新行動モデルに組み合わせると共に、我が国の自動車取り替え更新行動に特徴的な車検制度が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を取り入れるためのモデルの拡張を行う。構築したモデルを用いて車検制度の変更に伴う自動車取り替え更新行動変化のシミュレーション分析を行い、モデルの政策評価への適用可能性を検討する。

なお、第9章では、これらの分析の結果得られた知見をまとめるとともに今後の自動車保有・利用分析において必要とされる発展の方向について述べる。

第2章 参考文献

- Anderson, T. W. and Hsiao, G. (1982) Formulation and estimation of dynamic models using panel data, *Journal of Econometrics*, Vol. 18, pp. 47-82.
- Banister, D. (1978) The influence of habit formation on modal choice – a heuristic model, *Transportation*, Vol. 7, pp. 19-23.
- Bhat, C. R. and Koppelman, F. S. (1993) An endogenous switching simultaneous equation system of employment, income, and car ownership, *Transportation Research A*, Vol. 27A, pp. 447-459.
- Bhat, C. R. and Pulugurta, V. (1998) A comparison of two alternative behavioral choice mechanisms for household auto ownership decisions, *Transportation Research B*, Vol. 32B, pp. 61-75.
- Beggs, S. D. and Cardell, N. S. (1980) Choice of smallest car by multi-vehicle households and the demand for electric vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 389-404.
- Beggs, S., Cardell, S. and Hausman, J. (1981) Assessing the potential demand for electric cars, *Journal of Econometrics*, Vol. 17, pp. 1-19.
- Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R. (1985) *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, The MIT Press, Cambridge.
- Berkovec, J. (1985) Forecasting automobile demand using disaggregate choice models, *Transportation Research B*, Vol. 19B, No. 4, pp. 315-329.
- Brownstone, D., Bunch, D. S., Golob, T. F. and Ren, W. (1996) A transactions choice model for forecasting demand for alternative-fuel vehicles, *Research in Transportation Economics*, Vol. 4, pp. 87-129.
- Bunch, D., Brownstone, D. and Golob, T. F. (1996) A dynamic forecasting system for vehicle markets with clean-fuel vehicles. Proceedings of the 7th World Conference on Transportation Research, Vol. 1, Travel Behavior, Elsevier Science, Oxford.
- Chandrasekharan, R., McCarthy, P. S. and Wright, G. P. (1994) Structural models of brand loyalty with an application to the automobile market, *Transportation Research B*, Vol. 28B, No. 6, pp. 445-462.
- de Jong, G. (1996) A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use. *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276.
- de Jong, G. C. (1997) A microeconomic model of the joint decision on car ownership and car use, In Stopher, P. and Lee-Gosselin, M. (eds.) *Understanding Travel Behaviour in an Era of Change*, Elsevier, Oxford, pp. 483-503.
- Gilbert, C. C. S. (1992) A duration model of automobile ownership, *Transportation Research*, Vol. 26B, No. 2, pp. 97-114.
- Golob, T. F. (1990) The dynamic of household travel time expenditures and car ownership decisions, *Transportation Research A*, Vol. 24A, pp. 443-463.

- Golob, T. F. (1998) A model of household choice of activity participation and mobility, In Gärling, T., Laitila, T. and Westin, K. (eds.) *Theoretical Foundations of Travel Choice Modeling*, Elsevier, Oxford, pp. 365-398.
- Golob, T. F. and van Wissen, L. (1989) A joint household travel distance generation and car ownership model, *Transportation Research B*, Vol. 23B, No. 6, pp. 471-491.
- Golob, T. F., Bunch, D. S. and Brownstone, D. (1996a): A vehicle use forecasting model based on revealed and stated vehicle type choice and utilisation data, *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 31, pp. 69-92.
- Golob, T. F., Kim, S. and Ren, W. (1996b) How households use different types of vehicles: a structural driver allocation and usage model, *Transportation Research A*, Vol. 30, No. 2, pp. 103-118.
- Goodwin, P. B. (1993) Car ownership and public transport use: revisiting the interaction, *Transportation*, Vol. 27, pp. 21-33, 1993.
- Hensher, D. A. (1985) An econometric model of vehicle use in the household sector, *Transportation Research B*, Vol. 19B, pp. 303-313.
- Hensher, D. A. (1986) Dimensions of automobile demand: an overview of an Australian research project, *Environment and Planning A*, Vol. 18, pp. 1339-1374.
- Hensher, D. (1998) The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification, In Ortuzar, J. D., Hensher, D., Jara-Diaz, S. (eds.) *Travel Behaviour Research: Updating the State of Play*, Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506.
- Hensher, D. A. and Smith, N. C. (1990) Estimating automobile utilisation with panel data: an investigation of alternative assumptions for the initial conditions and error covariances, *Transportation Research*, Vol. 24A, pp. 417-426.
- Hensher, D. A. and Mannering, F. L. (1994) Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol. 14, pp. 63-82.
- Hensher, D. A., Barnard, P. O., Smith, N. C. and Milthorpe, F. W. (1989) Modelling the dynamics of car ownership and use: a methodological and empirical synthesis, In the International Association for Travel Behaviour (ed.) *Travel Behaviour Research*, Avebury, Aldershot, England, pp. 141-173.
- Hocherman, I., Prashker, J. N. and Ben-Akiva, M. (1983) Estimation and use of dynamic transaction models of automobile ownership, *Transportation Research Record*, No. 944, pp. 134-141.
- Kitamura, R. (1987) A panel analysis of household car ownership and mobility, 土木学会論文集, No. 383/IV-7, pp. 13-27.
- Kitamura, R. (1989) The asymmetry of the change in household car ownership and utilization: a panel analysis, In the International Association for Travel Behaviour (ed.) *Travel Behaviour Research*, Avebury, Aldershot, England, pp. 186-196.
- Kitamura, R. (1992) A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle

- transactions model, 土木学会論文集, No. 440/IV-16, pp. 13-29.
- Kitamura, R. and Bunch, D. S. (1990) Heterogeneity and state dependence in household car ownership: a panel analysis using ordered-response probit models with error components, In Koshi, M. (ed.) *Transportation and Traffic Theory*, Elsevier, pp. 477-496.
- Lave, C. A. and Bradley, J. (1980) Market share of imported cars: a model of geographic and demographic determinants, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 379-387.
- Lave, C. and Train, K. (1979) A disaggregate model of auto type choice behavior, *Transportation Research A*, Vol. 13A, pp. 1-9.
- Lerman, S. R. and Ben-Akiva, M. (1976) Disaggregate behavioral model of automobile ownership, *Transportation Research Record* 569, pp. 34-51.
- Mannering, F. L. (1983) An econometric analysis of vehicle use in multivehicle households, *Transportation Research A*, Vol. 17A, pp. 183-189.
- Mannering, F. and Winston, C. (1985) A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization, *Rand Journal of Economics*, Vol. 16, No. 2, pp. 215-236.
- Mannering, F. and Winston, C. (1991): Brand loyalty and the decline of american automobile firms, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114.
- Manski, C. F. and Goldin, E. (1983) An econometric analysis of automobile scrappage, *Transportation Science*, Vol. 17, No. 4, pp. 365-375.
- Manski, C. F. and Sherman, L. (1980) An empirical analysis of household choice among motor vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 349-366.
- McFadden, D. (1978) Modelling the choice of residential location, In Karlquist, A., Lundqvist, L., Snickars, F. and Weibull, J. (eds.) *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, North Holland, Amsterdam, pp. 75-96.
- Meurs, H. (1993) A panel data switching regression model of mobility and car ownership, *Transportation Research A*, Vol. 27A, pp. 461-476.
- Mogridge, M. J. H. (1978) The effect of the oil crisis on the growth in the ownership and use of cars, *Transportation*, Vol. 7, pp. 45-67.
- Murtaugh, M. and Gladwin, H. (1980) A hierarchical decision-process model for forecasting automobile type-choice, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 337-348.
- Pendyala, R. M., Kostyniuk, L. P. and Goulias, K. G. (1995) A repeated cross-sectional evaluation of car ownership, *Transportation*, Vol. 22, pp. 165-184.
- Recker, W. W. and Golob, T. F. (1979) A non-compensatory model of transportation behavior based on sequential consideration of attributes, *Transportation Research B*, Vol. 13B, pp. 269-280.
- Smith, N. C., Hensher, D. A. and Wrigle, N. (1991) A discrete choice sequence model: method and an illustrative application to automobile transactions, *International Journal of Transport Economics*,

- Vol. XVIII, No. 2, pp. 123-150.
- Train, K. (1980) A structured logit model of auto ownership and mode choice, *Review of Economic Studies*, Vol. XLVII, pp. 357-370.
- Train, K. (1986) *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press, Cambridge.
- van Wissen, L. and Golob, T. F. (1992) A dynamic model of car fuel-type choice and mobility, *Transportation Research B*, Vol. 26B, No. 1, pp. 77-96.
- 青島縮次郎, 磯部友彦, 宮崎正樹 (1991) 世帯における自動車保有履歴から見た自動車複数保有化の構造分析, 土木計画学研究・論文集, No. 9, pp. 45-52.
- 安藤良嗣, 青島縮次郎, 伊藤正経 (1997) 地方都市圏における住宅立地特性が自動車保有に及ぼす影響に関する分析, 交通工学, Vol. 32, No. 2, pp. 27-36.
- 石田東生, 谷口守, 黒川洸 (1994) 世帯における利用特性からみた自動車の分類に関する一考察—複数保有時代における利用状況の適切な把握のために—, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 29, pp. 97-102.
- 建設省土木研究所 (1988) 乗用車の保有構造と車種選択に関する研究, 土木研究所報告, Vol. 177.
- 小宮英彦, 久保田尚 (1991) 世帯の自動車保有選択に及ぼす保管場所制約の影響, 土木学会第46回年次学術講演会講演概要集 第4部, pp. 68-69.
- 佐佐木綱, 朝倉康夫, 木村宏紀, 和田明 (1986) 世帯のライフサイクルステージと車保有・利用の関連分析, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 21, pp. 439-444.
- 林良嗣, 加藤博和, 上野洋一 (1998) 自動車関連税の課税段階の違いによるCO₂の排出量変化のコーホートモデルを用いたライフサイクル的評価, 環境システム研究, Vol. 26, pp. 329-338.
- 森地茂, 田村亨, 屋井鉄雄, 金利昭 (1984) 乗用車の保有及び利用構造分析, 都市計画学会学術研究論文集, Vol. 19, pp. 49-54.

第3章 世帯内での自動車利用の競合を考慮した交通機関選択行動の分析

3.1 概説

交通機関選択行動は、非集計交通行動分析の分野で最も初期から分析の対象とされてきた。これは、交通機関選択行動が自動車交通需要に最も直接的な影響を及ぼすという本質的な重要性に加えて、選択肢集合が明確である事、選択肢集合から最も効用の高い選択肢を選択するという離散選択行動の仮定がなじみやすい事、代替選択肢属性データが比較的容易に収集できる事等が原因であると考えられる(北村他, 2000)。

古典的な離散選択行動モデルでは、個人はそれぞれ他者とは独立に選択肢集合を持っており、個々人の選択行動は他者とは独立に行われ、選択結果は他者の選択に影響を与えないという仮定が置かれている(Ben-Akiva and Lerman, 1985)。交通機関選択分析の枠組みでは、ある個人が自動車を選択することで、自動車需要量が増大したとしても、経路所要時間に与える影響は微小であり、経路所要時間は固定的なものとして外生的に与えるといったことが行われている。実際、需要量の増大によるサービス水準の変化等の影響については、モデル構築時には問題とならず、予測時に交通機関選択モデルと道路ネットワークモデルを組み合わす事により、このような影響を考慮している。一方、自動車の利用可能性を考えた場合、世帯の保有自動車は限られており、ある世帯構成員が自動車を利用すると、他の世帯構成員がその自動車を利用できないため、選択肢から自動車が除かれるといった自動車利用の背反性が世帯構成員の交通機関選択行動に大きな影響を与えていると考えられる。交通需要管理施策の実施によって通勤に用いられなくなった自動車が世帯内の他の構成員に利用される等の、世帯内での自動車の利用パターンの変化を予測するためには、世帯における自動車利用の競合を考慮した分析が必要である。しかしながら、このような個々人の選択肢集合の相互依存性は従来の交通機関選択行動分析において十分考慮されてきたとは言えない。

従来の分析では、メインドライバー(各自動車の優先的利用者)を示すダミー変数や世帯の自動車保有台数、免許保有者数といった説明変数を交通機関選択モデルの説明変数に導入する事で世帯内での競合による影響を考慮してきた。また、山本他(1996)は、他の世帯構成員の自動車利用確率と世帯の保有自動車数から算出される自動車利用可能確率と、自動車が利用可能であるという条件付きの交通機関選択確率からなる交通機関選択モデルを構築している。

しかし、このような方法では、ある世帯構成員が世帯の自動車を利用する場合にそれ以外の世帯構成員が同時にその自動車を利用する事ができないという自動車利用の背反性が明示的に取り扱われていない。

近年では、個々人の選択が独立ではなく他者の選択との相互作用を明示的に考慮した交通機関選択モデルもいくつか構築されている。小林他(1996)は、送迎・相乗り交通を対象として、送迎サービスを提供する人と享受する人の相互作用を考慮したモデル化を行っており、森川他

(1997)は、自動車利用自粛行動を対象として、社会的相互作用を考慮したモデル化を行っている。しかしながら、自動車利用の競合という観点から世帯構成員間の相互作用をモデル化した研究は行われていない。

本研究では、世帯内での自動車利用の競合を考慮する事により、自動車利用の背反性を明示的に導入した、世帯における交通機関選択モデルの構築を行う。すなわち、世帯が保有する自動車の配分問題として世帯構成員の交通機関選択行動をモデル化するものである。

日々の交通機関選択行動はそれまでの習慣が大きな影響を与えているとの指摘がなされている(Banister, 1978; Verplanken et al., 1998)。世帯内での自動車の配分問題として交通機関選択行動を捉えた場合、メインドライバーは自動車利用に対する習慣性が他の構成員よりも強いと考えられるため、メインドライバーの存在は世帯構成員の自動車利用に大きな影響を及ぼすと考えられる。しかしながら、世帯によってメインドライバーの自動車利用に対する優先度は異なるものと考えられる。本章では、メインドライバーの影響の世帯間における異質性をモデルに導入し、モデルの現実性、精度の向上を目指す。

3.2 世帯内での自動車利用の競合を考慮した交通機関選択行動モデル

一般に、世帯の保有する各自動車にはメインドライバーが存在する事が多く、当該自動車の利用に関してメインドライバーが優先権を持つものと考えられる。しかしながら、メインドライバーは他の世帯構成員の自動車利用に関する要求を勘案し、自らの自動車利用を取りやめ他の世帯構成員に自動車を利用させるといった行動をとる事も考えられる。しかし、メインドライバーとその他の世帯構成員との関係は世帯によって異なるものと考えられ、メインドライバーによっては他の世帯構成員による利用を全く考慮しない場合や、メインドライバーといっても当該自動車の利用に関してそれほどの優先権を持たず、他の世帯構成員と差別化されない場合も考えられる。

保有自動車が1台の場合、メインドライバーが世帯の保有する自動車の利用に関して絶対的な優先権を持つ世帯においては、まずメインドライバーが自動車利用選択行動を行い、その結果メインドライバーが利用しない場合のみ他の世帯構成員が当該自動車を利用する事ができるものと考えられる。よって、このような世帯における自動車利用選択構造は、図-1に示すように、メインドライバーの交通機関選択行動を上位レベル、メインドライバーが自動車を利用しない場合の下位レベルの選択として、それ以外の世帯構成員による利用を選択肢とする、2段階のロジットモデルとして定式化できると考えられる。

これに対し、メインドライバーが優先権を全く持たない世帯においては、世帯構成員全員が対等に自動車利用選択を行うものと考えられる。よって、このような世帯における自動車利用構造は、各世帯構成員を選択肢と捉えた多項ロジットモデルに従うものと考えられる。

さらに、これら両極の間に位置する一般的な場合として、メインドライバーが他の世帯構成員の自動車利用に関する要求を勘案し、自らの交通機関選択を行う世帯においては、メインド

ライバーが自動車を利用しない場合の効用に、他の世帯構成員が当該自動車を利用した場合に得られる利他的効用（小林他，1996）を加えた形の図3-1のツリー構造を持つネスティッド・ロジットモデルとして表現できる。

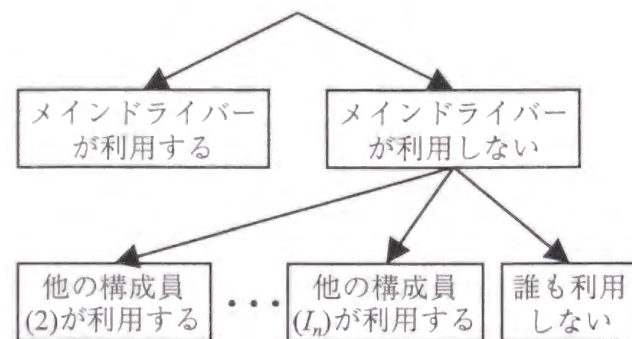


図3-1 世帯構成員の交通機関選択構造

ここで、世帯での自動車利用を考えた場合、他の世帯構成員とスケジュールの調整を行い、出発時刻を変更することにより両者が自動車を利用するという行動が考えられるが、本研究では交通の発生は所与とし、出発時刻の変更等は取り扱わない。このような仮定は従来の交通機関選択モデルにおいても用いられてきたものであり、世帯構成員間のスケジュールの調整を含めた交通機関選択行動モデルの構築は今後の課題である。

自動車保有台数が1台の場合、18才以上の世帯構成員 I_n 人からなる世帯 n において、メインドライバーが自動車を利用する確率 $P_n(1)$ を以下の式で表わす。

$$P_n(1) = \frac{\exp(V_{n1})}{\exp(V_{n1}) + \exp\left[\mu \ln \left\{ \sum_{i=2}^{I_n+1} \exp(V_{ni}) \right\}\right]} \quad (3.1)$$

ただし、 V_{n1} , V_{ni} ($i=2,3,\dots,I_n$), $V_{n(I_n+1)}$ は、それぞれメインドライバーが自動車を利用した場合の効用、その他の世帯構成員が利用した場合の効用、誰も利用しない場合の効用を表わす。また、 μ はスケールパラメータである。

一方、その他の世帯構成員が自動車を利用する確率 $P_n(i)$ ($i=2,3,\dots,I_n$)、および誰も自動車を利用しない確率 $P_n(I_n+1)$ は以下の式で表わされる。

$$P_n(i) = \frac{\exp\left[\mu \ln \left\{ \sum_{i=2}^{I_n+1} \exp(V_{ni}) \right\}\right]}{\exp(V_{n1}) + \exp\left[\mu \ln \left\{ \sum_{i=2}^{I_n+1} \exp(V_{ni}) \right\}\right]} \quad i=2,3,\dots,I_n+1 \quad (3.2)$$

$$\times \frac{\exp(V_{ni})}{\sum_{i=2}^{I_n+1} \exp(V_{ni})}$$

ここで、一般的な McFadden (1978) タイプのネスティッドロジットモデルでは、式(3.1),(3.2)中の V_{ni} ($i=2,3,\dots,I_n+1$) が V_{ni}/μ となっており、本研究での定式化とは異なっている。本研究での定式化は Daly (1987) による定式化と一致するものである。Koppelman and Wen (1998) は両タイプのネスティッドロジットモデルを比較し、前者の定式化が効用最大化理論と整合的である一方で、後者の定式化は周辺確率と条件付確率の論理に基づく定式化であるが効用最大化理論と整合的でないと述べている。しかしながら、本研究では、メインドライバーは利他的効用を自らの効用に組み入れて選択を行っていること、及び、メインドライバー以外の世帯構成員はメインドライバーが自動車を選択しない場合にのみ自動車を利用する可能性があることをモデル化する一方で、McFadden タイプの定式化で仮定されているような選択肢間の相関については考慮していない。すなわち、McFadden タイプの定式化では、 μ が選択肢 $2,3,\dots,I_n+1$ の類似性を表すのに対して、本研究では μ はメインドライバーが利他的効用をどの程度考慮するかを表すものである。さらに、 $\mu=1$ の場合には、多項ロジットモデルに一致するため、世帯における自動車の割り当てに関してメインドライバーの優先権が存在しない状態を表わすと捉えることが可能である。一方、 $\mu=0$ の場合には、2段階ロジットモデルに一致し、はじめにメインドライバーが自らの効用のみによって交通機関選択を行い、メインドライバーが自動車を利用しなかった場合のみ、他の世帯構成員間で当該自動車の割り当てが決定される事を表わす。

このように、 μ は世帯におけるメインドライバーと他の世帯構成員の関係を表わすパラメータと解釈する事が可能である。しかしながら、通常のネスティッド・ロジットモデルにおいては、 μ は全世帯共通と仮定されることとなる。本研究では、世帯におけるメインドライバーとその他の世帯構成員の関係は世帯毎に異なるものと考え、世帯間の異質性を μ に導入するために、以下の式に示すように μ を構造化する (Baht, 1997)。

$$\mu = \mu_0 \exp(\alpha X_n) \quad (3.3)$$

ただし、 μ_0 は未知パラメータ、 α は未知パラメータベクトル、 X_n は説明変数ベクトルを表わす。

保有台数が2台以上の世帯についても同様の定式化が可能となるものと考えられるものの、選択肢間の誤差相関について考慮が不可欠となりモデルの構造が複雑化するため本研究では取

り扱っていない。

未知パラメータの推定に際しては、式(3.3)を式(3.1)、(3.2)に代入し、線形の効用関数を仮定することによって、最尤推定法を適用し、全てのパラメータの同時推定を行う。

3.3 データの概要

本章では、平成9年度に神戸市居住者及び大阪市居住者を中心とした地域を対象として行われたアンケート調査、及び、同じく平成9年度に京都市居住者を対象として行われたアンケート調査から得られたデータを用いた実証分析を行う。前者の調査は兵庫県南部地域における交通網の整備効果を把握する事を目的としたパネル調査の第1回目にあたる。対象地域の5,000世帯を対象として世帯調査票1枚と個人調査票3枚を郵送により配布した。得られたサンプル数は470世帯（回収率9.4%）、回収個人票総数は859枚となった。一方、後者の調査は京都市地下鉄東西線開通に伴う影響評価を目的としたパネル調査の事前調査にあたる。予備調査で調査への参加意思を示した3,171世帯を対象として世帯調査票1枚と予備調査時に参加意思を示した人数分の個人調査票を郵送により配布した。得られたサンプル数は2,000世帯（回収率63.1%）、回収個人票総数は3,944枚となった。

両調査は個別の目的を持つものの、調査内容は似通っており、回収率の大幅な違いは予備調査の有無によるものと思われる。今後の調査設計を行う上で、調査費用の削減の点からも予備調査を実施することが望ましいと考えられる。両調査は抽出率等に違いがあるものの、本研究では、両調査データを統合することにより、京阪神都市圏の都市部に居住する世帯を分析対象とした。18才以上の世帯構成員数と自動車保有台数のクロス分析を行った結果を表3-1に示す。

表3-1 18才以上の世帯構成員数と自動車保有台数の分布

18才以上の世帯 構成員数	保有台数				合計
	0台	1台	2台	3台以上	
1人	144 (6.3)	41 (1.8)	5 (0.2)	1 (-)	191 (8.4)
2人	144 (6.3)	252 (11.1)	40 (1.8)	5 (0.2)	441 (19.4)
3人	86 (3.8)	334 (14.7)	93 (4.1)	18 (0.8)	531 (23.3)
4人	77 (3.4)	422 (18.5)	140 (6.2)	32 (1.4)	671 (29.5)
5人	28 (1.2)	173 (7.6)	82 (3.6)	27 (1.2)	310 (13.6)
6人以上	10 (0.4)	60 (2.6)	42 (1.8)	20 (0.9)	132 (5.8)
合計	489 (21.5)	1282 (56.3)	402 (17.7)	103 (4.5)	2276 (100.0)

(): 総合計のパーセント、四捨五入のため合計は一致しない。
-: 0.05未満

表3-1より自動車を1台保有する世帯が全世帯の56%を占めている事、及び、世帯構成員数より保有台数の方が少ない世帯が多いことが分かる。よって本研究では、自動車保有台数が1台で、18才以上の世帯構成員全員が個人調査票に回答しており、回答内容に不備の無い242世帯を対象として未知パラメータの推定を行うものとした。京都市居住者を対象として実施された調査では、個人調査票が予備調査で参加意思を示した人数分だけ配布されており、必ずしも18才以上の世帯構成員全員に調査票が配布されていない事、および18才以上の全ての世帯構成員が調査に参加していた場合でも、1人でも記入漏れがあると、その世帯のデータが利用できない事等からパラメータ推定に用いたサンプル数が少なくなっている。今後の調査設計を行う上で考慮すべき点である。

3.4 推定結果

3.3で述べた242世帯をサンプルとして用いて推定を行った結果を表3-2に示す。

表3-2 推定結果

説明変数	選択肢	Coef.	t 値
上位レベル			
自動車所要時間(10分)	1	-0.79	-4.51
鉄道所要時間(10分)	1	0.13	3.79
鉄道費用(10円)	1	0.0010	0.20
鉄道乗り換え回数	1	-1.12	-1.25
男性ダミー	1	-4.33	-2.07
年齢ダミー	1	-0.22	-0.66
就業者ダミー	1	0.54	1.11
通勤通学ダミー	1	-0.51	-1.13
定数項	1	3.46	1.41
下位レベル			
所要時間差(10分) [†]	2,3,..., I_n	0.19	0.53
費用差(10円) [†]	2,3,..., I_n	0.021	0.36
高速利用可能ダミー	2,3,..., I_n	1.74	0.20
男性ダミー	2,3,..., I_n	1.63	0.66
50才以上ダミー	2,3,..., I_n	0.30	0.16
中古車ダミー	I_n+1	0.67	0.40
免許保有者数	I_n+1	-0.88	-0.69
定数項	I_n+1	5.72	0.63
スケールパラメータ			
μ_0		1.03	0.62
世帯主ダミー		-1.79	-1.94
普通乗用車ダミー		-0.80	-1.41

サンプル数 242, $L(0) = -282.0$, $L(\beta) = -158.7$,
 $\chi^2 = 246.7$ (df = 20) [†](差)=(鉄道)-(自動車)

*中古車ダミー、免許保有者数以外の説明変数は、当該選択肢の世帯構成員に関する属性である。

表3-2より χ^2 値が246.7となっておりモデルの有意性が確認される。個々のパラメータにつ

いては、統計的に有意とならなかったものが見受けられるものの、妥当な符号を持っているものと考えられる。今回の推定では、上位レベルと下位レベルにおいて異なる効用関数を仮定したが、メインドライバーでは男性ダミーが負の値をとっているのに対して、下位レベルでは正の値をとっており、性別の影響はメインドライバーか否かによって異なる事が示された。

スケールパラメータについては、 μ_0 が 1.03 となっており 1.00 と有意差はなく、通常はメインドライバーといっても他の世帯構成員と対等に自動車利用選択を行っているという結果となった。ただし、統計的有意性は低くそのような傾向は明らかではない。一方、普通乗用車ダミーが負となっており、当該自動車が普通乗用車である場合には、スケールパラメータが 0.46 (= $1.03 \times \exp(-0.80)$) となる。これより、普通乗用車のメインドライバー、は他の小型乗用車や軽自動車のメインドライバーに比べて利他的効用をそれほど考慮せず、自らの効用に基づいて交通機関選択を行っている傾向が強いことが示された。また、世帯主ダミーが負となっており、世帯主がメインドライバーの場合、スケールパラメータが 0.17 (= $1.03 \times \exp(-1.79)$) となり、ほとんど他の世帯構成員の事を考慮していないと解釈される。さらに、世帯主でかつ普通乗用車のメインドライバーの場合、スケールパラメータは 0.077 (= $1.03 \times \exp(-1.79 + -0.80)$) となり、他の世帯構成員の事を考慮する度合いが低い。今回のパラメータ推定では、特に下位レベルの未知パラメータの推定値が統計的に有意とならず、今回の結果だけから本モデルの妥当性を示すには至っていない。今後、更なるデータ収集を行い、モデルを適用することによってモデルの妥当性を確認する必要がある。

本研究で構築したモデルとの比較のために、本モデルで用いたの同様の変数を用いていくつかのモデルを構築した。比較したモデルは、世帯間における相互作用の異質性を考慮しないネステッド・ロジットモデル、メインドライバーが絶対的な優先権を持つ事を仮定した 2 段階ロジットモデル、全ての世帯構成員が対等に選択を行う事を仮定した多項ロジットモデル、および世帯内の各個人が独立に選択を行うものと仮定し、各世帯構成員を意思決定主体とした 2 項ロジットモデルである。各々のモデルによる最終尤度を表 3-3 に示す。

表 3-3 モデルの比較

	L(β)
本研究のモデル	-158.7
ネステッド・ロジットモデル	-163.6
2段階ロジットモデル	-163.6
多項ロジットモデル	-164.9
2項ロジットモデル	-199.3

表 3-3 において、まず 2 項ロジットモデルと他の 4 つのモデルを比較する事により、世帯における構成員間の相互作用を考慮した方が適合度が高くなる事が確認される。この結果より、交通需要予測を行う際には、同一世帯のいずれかの世帯構成員が自動車を利用する事で他の世帯構成員がその自動車を利用できないという自明の関係をモデルに導入することの有用性が示

されたものと考えられる。さらに、世帯構成員間の相互作用を考慮したモデルの中では、多項ロジットモデル、2 段階ロジットモデル、ネステッド・ロジットモデル、本研究で提案するスケールパラメータの異質性を考慮したネステッド・ロジットモデル、の順に最終尤度が向上する結果となった。本研究のモデルとネステッド・ロジットモデルとの差を表す χ^2 値は 9.8 (= $-2 \times \{(-163.6) - (-158.7)\}$) (df=2) となり、統計的な有意差が確認された。

3.5 感度分析

本研究で構築したモデル、通常のネステッド・モデル、2 段階ロジットモデル、多項ロジットモデルを対象として感度分析を行った結果を表 3-4 に示す。2 項ロジットモデルについては、仮定より世帯内の他の構成員のサービス水準に全く影響を受けないため、交互弾性値が全てのケースで 0 となるため、表には示していない。なお、表中の値は(3.4)式で表わされる弾性値である。

$$E_{C_j}^{S_i} = \frac{\partial S_i / S_i}{\partial C_j / C_j}$$

(3.4)

ただし、 C_i は世帯構成員 i の交通サービス水準、 S_i は世帯構成員 i の自動車選択率を表す。

表 3-4 感度分析結果

C_i = 鉄道所要時間 (j =メインドライバー)				
i	本モデル	NL	ML	2段階
メインドライバー	2.920	2.611	2.605	2.624
非利用	-3.503	-3.126	-3.124	-3.148
非メイン1	-3.503	-3.126	-3.124	-3.148
非メイン2	-3.503	-3.126	-3.124	-3.148

C_i = 自動車所要時間 (j =メインドライバー)				
i	本モデル	NL	ML	2段階
メインドライバー	-2.059	-2.080	-2.080	-2.067
非利用	1.940	1.956	1.960	1.947
非メイン1	1.940	1.956	1.960	1.947
非メイン2	1.940	1.956	1.960	1.947

C_j = 所要時間差 (j =非メイン1)				
i	本モデル	NL	ML	2段階
メインドライバー	0.000	-0.001	-0.002	0.000
非利用	-0.006	-0.003	-0.002	-0.006
非メイン1	0.080	0.064	0.059	0.073
非メイン2	-0.006	-0.003	-0.002	-0.006

表3-4より、メインドライバーの交通サービス水準が変化した場合には、いずれのモデルでも各ドライバーの弾性値の傾向は似通っている。ただし、表には示していないものの、2項ロジットモデルを適用した場合には、需要予測を大きく誤る可能性があることを示している。また、本研究で提案したモデルが最も弾性値が大きくなっており、交通施策を施行して交通サービス水準が変化した場合、異質性を考慮しない場合では施策効果を過小評価してしまう可能性があることを示している。一方、非メインドライバーの交通サービス水準が変化した場合には、本モデルと2段階ロジットモデルから得られるメインドライバーの弾性値がネスティッド・ロジットモデルや多項ロジットモデルから得られるものに比べて低いという結果となった。

3.6 結語

本章では、世帯における自動車利用に関する競合を考慮した交通機関選択モデルを構築した。このモデルの特徴は、従来、個人は独立に交通機関選択を行うとされてきた仮定を緩和し、世帯内での自動車利用の背反性を明示的に取り入れていること、及び、スケールパラメータを構造化する事により世帯間の自動車利用優先権についての異質性を表しているという点にある。京阪神地域の都市部で実施されたアンケート調査に基づく18才以上の世帯構成員全員の時間利用データを用いて実証分析を行った結果、本研究で構築したモデルにより世帯における構成員間の相互作用を考慮することで大幅なモデル精度の向上が確認された。また、世帯主や普通乗用車のメインドライバーは他者の効用を考慮する傾向が弱いことが示された。さらに、世帯間における相互作用の異質性を考慮しないネスティッド・ロジットモデル、メインドライバーが絶対的な優先権を持つ事を仮定した2段階ロジットモデル、全ての世帯構成員が対等に選択を行う事を仮定した多項ロジットモデル、および世帯内の各個人が独立に選択を行うものと仮定し、各世帯構成員を意思決定主体とした2項ロジットモデルの4つのモデルとの比較を行った結果、わずかではあるが、世帯間の異質性を考慮する事によるモデルの精度の向上が見られた。ただし、今回のパラメータ推定では、特にメインドライバー以外の世帯構成員の自動車配分行動に関する未知パラメータの推定値が統計的に有意とならず、今回の結果だけから本モデルの妥当性を示すには至っていない。今後、更なるデータ収集を行い、モデルを適用することによってモデルの妥当性を確認する必要がある。感度分析の結果からは、メインドライバーの交通サービス水準が変化した場合、上記のモデルのうち、2項ロジットモデル以外のいずれのモデルでも各ドライバーの弾性値の傾向は似通っている。ただし、2項ロジットモデルを適用した場合には、需要予測を大きく誤る可能性があることを示している。また、本研究で提案したモデルが最も弾性値が大きくなっており、交通施策を施行して交通サービス水準が変化した場合、異質性を考慮しない場合では施策効果を過小評価してしまう可能性があることを示している。

今回の分析では各世帯構成員の交通の発生は所与とし、出発時刻も固定されているものと仮定してモデル化を行った。このような仮定は従来の交通機関選択モデルでも暗黙的に用いられ

てきたものである。しかしながら、現実の世帯での自動車利用を考えた場合、他の世帯構成員とスケジュールの調整を行い、出発時刻を変更することにより両者が自動車を利用するという行動は十分考えられる。このような現象を考慮するためには、アクティビティ分析の枠組みによるモデル化が不可欠である。世帯構成員間のスケジュールの調整を含めた交通機関選択行動モデルの構築は今後の課題である。このようなモデルが現実のものとなれば、世帯内における使い回しや同乗といった自動車の利用形態を再現することが可能となる。

第3章 参考文献

- Banister, D. (1978) The influence of habit formation on modal choice – a heuristic model, *Transportation*, Vol. 7, pp. 19-23.
- Bhat, C. (1997) Covariance heterogeneity in nested logit models: econometric structure and application to intercity travel, *Transportation Research B*, Vol.31, No.1, pp. 11-21.
- Ben-Akiva, M. and Lerman, S. R. (1985) *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, The MIT Press, Massachusetts.
- Daly, A. (1987) Estimating 'tree' logit models, *Transportation Research B*, Vol. 21B, pp. 251-267.
- Koppelman, F. S. and Wen, C.-H. (1998) Alternative nested logit models: structure, properties and estimation, *Transportation Research B*, Vol. 32B, pp. 289-298.
- McFadden, D. (1978) Modeling the choice of residential location, *Transportation Research Record*, No. 672, pp. 72-77.
- Verplanken, B., Aarts, H., van Knippenberg, A. and Moonen, A. (1998) Habit versus planned behaviour: a field experiment, *British Journal of Social Psychology*, Vol. 37, pp. 111-128.
- 北村隆一, 森川高行, 佐々木邦明, 藤井聡, 山本俊行 (2000) 交通行動の分析とモデリング (mimeograph)
- 小林潔司, 喜多秀行, 多々納裕一 (1996) 送迎・相乗り行動のためのランダム・マッチングモデルに関する研究, 土木学会論文集, No. 536/IV-31, pp. 49-58.
- 森川高行, 田中小百合, 荻野成康 (1997) 社会的相互作用を取り入れた個人選択モデルー自動車利用自粛行動への適用ー, 土木学会論文集, No. 569/IV-36, pp. 53-63.
- 山本俊行, 藤井聡, 吉田洋, 北村隆一 (1996) 世帯構成員間の関係に基づいた自動車利用可能確率を考慮した機関選択モデルの構築, 土木計画学研究・論文集, No.13, pp. 535-542.

第4章 世帯内での配分を考慮した自動車の車種選択と利用の分析

4.1 概説

交通需要予測に不可欠な要因である世帯における自動車保有に関する将来予測を行う場合, ある時点での保有状態のモデル化ではなく, 時間軸上における世帯の自動車保有行動をモデル化する事により, 整合的な予測が可能となると考えられる (Kitamura, 1992). 近年, 時間軸上における世帯の自動車取替更新行動を分析するために, 生存時間解析手法を用いたモデル化が行われている (de Jong, 1996; Hensher, 1998). その際, 世帯の保有する車種や, 各自動車の主な運転者の属性, 年間走行距離等で表わされる利用状況は, 自動車取替更新行動モデルの重要な説明変数として導入されており, 将来の自動車保有行動を予測するためには, 世帯の車種選択行動や, 世帯内での自動車の配分, 各自動車の利用状況の精緻なモデル化が必要といえる.

また, 近年, 環境問題が大きな社会的関心事となっており, 環境に対する負荷を考えた場合においても, 車種により環境への負荷が異なることから, 世帯の車種選択行動や各保有自動車毎の利用状況を分析する必要がある.

本章では, 時間軸上における世帯の自動車取替更新行動モデルシステムのサブモデルとして用いる事を前提として, 世帯における車種選択行動, 世帯内での自動車の配分, および, 各自動車の年間走行距離を予測するためのモデルシステムを構築する事を目的とする.

世帯における自動車保有に関しては, 我が国でもこれまで数多くの分析が行われてきた. 時間軸を考慮した動的な分析として, 青島他 (1991), 石田他 (1994) は複数台保有世帯に対して自動車の買い替えのつながりを考えた「保有系列」という概念を用いて主な利用者や車種, 利用目的等の分析を行っている. また, 石田他 (1994) は同様の概念を用いて年間走行距離についても分析を行っている. これらの分析結果から, 保有系列によって車種や主な運転者, 年間走行距離が異なることが確認されている. しかしながら, これらの研究は定量的な予測モデルを提供するものではない.

本研究では, 車種選択行動と世帯内での自動車の配分は密接な関係があること, さらに, 各保有自動車の利用状況を表わす年間走行距離も, 車種やメインドライバーによって大きく異なるとの認識の下, 世帯内での配分を考慮した購入車種選択行動モデルと, 車種とメインドライバーの影響を考慮した年間走行距離モデルを構築する.

4.2 データの概要

本研究では, 平成9年に京都市民を対象として行われたアンケート調査「京都市民の交通行動についての調査」の一部, 及び, 車種毎の自動車の属性についての集計データを用いた実証的な分析を行った. この調査はパネル調査の第1回調査にあたり, 第2回調査は平成10年に行われている. 予備調査で調査への参加を表明した3,171世帯に対し, 世帯調査票1枚と, 個人調査票を予備調査で被験者の回答した参加人数分郵送配布した. 第1回調査で得られたサン

ル数は1,954世帯(回収率61.6%)、回収個人票総数は3,943枚となった。分析にはアンケート調査から得られたデータのうち、世帯属性・個人属性・世帯保有自動車に関するデータ、及び自動車の属性データを用いた。回収世帯の自動車保有台数分布を表4-1に示す。平均保有台数は約1.1台で、複数台保有世帯は約20%存在する。なお、本研究では、得られたサンプル数の制限から、1台保有世帯と2台保有世帯を対象として、世帯の自動車保有台数別にモデルを構築した。

表4-1 自動車保有台数の分布						
台数	0	1	2	3+	不明	合計
世帯数	375	1095	356	97	31	1954
	19.2%	56.0%	18.2%	4.9%	1.6%	

サンプル世帯の保有する自動車の車種分布を表4-2に示す。新車として購入されている自動車が75%程度となった他、車種としては小型乗用車、普通乗用車、軽乗用車の順で保有割合が高い事が示された。

表4-2 保有車種の分布						
車種	軽自動車	小型乗用車	普通乗用車	ライトバン・ワゴン	その他	計
新車	241 11.9%	824 40.6%	329 16.2%	110 5.4%	28 1.4%	1532 75.5%
中古車	84 4.1%	294 14.5%	85 4.2%	29 1.4%	6 0.3%	498 24.5%
計	325 16.0%	1118 55.1%	414 20.4%	139 6.8%	34 1.7%	2030

これまでの車種選択モデルは、排気量によるカテゴリーを選択肢とする少数の選択肢からなるモデル(Lave and Train, 1979; Beggs and Cardell, 1980; 建設省土木研究所, 1988; 青島他, 1991; 石田他, 1994)から、排気量のカテゴリーと自動車の製造年式及びブランド、自動車の形状の組み合わせを選択肢とする大規模な選択肢からなるモデル(Manski and Sherman, 1980)まで様々なものがある。本研究では、選択肢の違いによって世帯内における配分や走行距離が異なる可能性を考慮可能である事、及び環境に対する影響の違いが考慮可能である事、一方でモデルの推定可能性の観点から出来るだけ少数の選択肢である事等を考慮して、表4-2の「その他」を除く4つの車種と、購入時に新車か、中古車かの組み合わせからなる8つの選択肢からなる車種選択モデルを構築する事とした。

次に年間走行距離の分布を図4-1に示す。大部分の自動車の年間走行距離が15000km以下で、さらに3000km~6000kmの範囲と9000km~15000kmの範囲の頻度が非常に高くなっている。これは、被験者が世帯保有自動車の年間走行距離を正確に把握していなかったため、5000kmや10000kmといった、非常にきりのいい値の回答が多かった事によるものと思われる。より正確なデータを得るためには、現在の走行距離計の読みを調査で記録し、さらに1年後もう一度

距離計を調査し、その差を年間走行距離とするといったパネル分析を行うことが必要であると思われる。

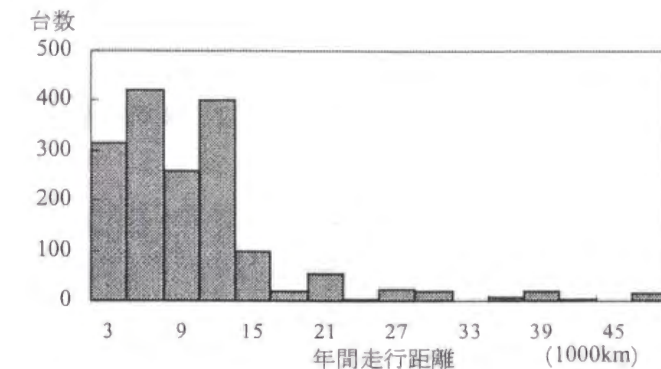


図4-1 年間走行距離の分布

4.3 モデルの概要

既に述べたように、世帯の購入車種選択行動は、世帯内での自動車の配分と密接な関係がある。本研究では、車種選択を上位レベル、世帯内での配分を下位レベルとおいた多次元選択行動を想定し、車種・メインドライバー選択行動をネスティッド・ロジットモデルとして定式化した。また、車種、メインドライバー、世帯属性を説明変数とし、年間走行距離の対数を被説明変数とした年間走行距離モデルを構築する事によって、自動車の利用に車種やメインドライバーが及ぼす影響を考慮し、年間走行距離モデルの予測精度の向上を図った。

車種選択モデルと年間走行距離モデルの間の相互作用をモデル化した研究として、Train (1986), de Jong (1997) は離散連続選択モデルの枠組みを適用したモデル化を行っている。これらのモデルでは、世帯が車種選択行動と年間走行距離の選択において統一的な効用関数に基づき効用最大化を行うことを仮定している。そのため、両モデルのいくつかのパラメータを共通とし、理論的整合性を保っている。離散連続選択モデルで鍵となるのは収入と車両価格(固定費用を表す)、車両の燃費(変動費用を表す)である。本研究では離散連続選択モデルで用いられるようなパラメータの制限は加えないものの、それぞれの変数をモデルに導入し、その影響を確認するものとする。

両モデルを用いた自動車利用状況の予測を行う場合には、車種・メインドライバー選択モデルの出力を年間走行距離モデルの入力として用いる事となる、すなわち、はじめに各世帯構成員の属性、世帯の属性(及び、複数保有世帯の場合には車種選択時に継続して保有される事になる既存の自動車(以下では既存車と呼ぶ)の属性)を入力として、新規に購入する自動車(以下では購入車と呼ぶ)の車種、及び、購入車と既存車(複数保有世帯のみ)それぞれのメインドライバーを車種・メインドライバー選択モデルにて出力する。次に、各自動車の車種、メインドライバーの属性、及び世帯属性を入力として、各自動車の年間走行距離を年間走行距離モ

デルにて算出する。

4.3.1 車種・メインドライバー選択モデル

1 台保有世帯（ここでの保有台数は車種選択を行い自動車を購入した後の保有台数を示す。）については、車種選択レベルでは、4.2 で述べた 8 つの選択肢からなるモデルを構築した。また、メインドライバー選択レベルでは、メインドライバーとなる可能性のある 18 才以上の世帯構成員の各々を選択肢としたモデルを構築した。

一方、2 台保有世帯についてのモデル化に際しては、世帯は同時に 2 台の自動車を買替えるといった行動をとる事はまれであり、多くの場合、以前には 1 台保有であった世帯が、その自動車はそのまま保有して、新たに自動車を追加購入したり、既に 2 台保有している世帯が 1 台をそのまま保有して、もう 1 台を買替えるといった行動をとること、および、4.1 で述べたように、ある時点における自動車保有状態をモデル化するのではなく、時間軸上での世帯の行動をモデル化する必要があることから、車種選択レベルにおいては、既存車の保有を与件とし、購入車の車種（8 選択肢）を選択肢とするモデルを構築した。また、メインドライバー選択レベルでは、購入車と既存車の、2 台の自動車のメインドライバーの全ての組み合わせを選択肢とした。よってメインドライバーとなる可能性のある 18 才以上の世帯構成員が n 人の場合、同一の世帯構成員が両方の自動車のメインドライバーとなる選択肢も含め n^2 の選択肢を持つこととなる。なお、両レベルにおいて、既存車の属性を説明変数として用いることとなるが、この説明変数はモデルの内生変数であるため、既存車の選択時での選択の誤差項との系列相関が存在する場合には推定にバイアスが生じる。しかしながら、今回の推定では系列相関は存在しないと仮定しバイアスの補正は行っていない。また、その他の説明変数値については自動車購入時点と調査時点で変化しないものと仮定し、調査時点での説明変数値を用いた。

車種選択レベルにおいては、新車／中古車のそれぞれに共通の非観測異質性が存在する場合と軽自動車／小型乗用車／普通乗用車／ライトバン・ワゴンのそれぞれのカテゴリーに共通の非観測異質性が存在する場合、さらには、そのいずれにも非観測異質性が存在する場合も考えられる。前者 2 つの場合には、新車／中古車の区別とカテゴリーの区別を各々のレベルとするネスティッド・ロジットモデルを適用することでモデル化が可能である。しかしながら両方に非観測異質性が存在する場合にはネスティッドロジットモデルの適用は不適切となる。

このような選択肢間の複雑な相関関係をモデル化するには、プロビットモデルのような誤差項の共分散構造に制限のないモデルの適用が必要である。実際、大都市圏における鉄道経路の選択のように、選択肢間に経路の重複が存在するような場合にプロビットモデルを適用した経路選択行動のモデル化が行われてきた（屋井他、1993、1998）。しかしながら、プロビットモデルのパラメータ推定に際しては効用値の計算に数値積分が必要とされるため、計算コストが高くなるという問題がある。

数値積分を回避する方法として、シミュレーションによる効用値の計算が用いられるように

なっているものの、依然として選択肢数が多い場合に収束解を得ることは困難である（Greene and Econometric Software, Inc., 1998）。実際、屋井他（1993、1998）の研究でも選択肢数は 3 つに限定されている。このような問題に対し、ロジットモデルを基本とし、選択肢間の誤差相関を表す誤差項を新たに導入した Mixed Logit Model によってプロビットモデルの近似を行うことが可能であることが McFadden and Train (2000)によって示されている。

Mixed Logit Model においては、パラメータの推定に際し、プロビットモデルと同様に誤差項の数値積分、あるいはシミュレーションによる効用値の計算を必要とする。清水・屋井（1999）は鉄道経路の選択モデルに Mixed Logit Model を適用し、プロビットモデルを適用した場合との比較を行っている。その結果、計算時間やパラメータの安定性の点でプロビットモデルの方が優れていることを示した。

しかしながら、Train (2000)は Mixed Logit Model のパラメータ推定の際にシミュレーション手法として Halton 法を用いることにより、これまでのシミュレーションに比べて大幅な計算時間の短縮が可能であることを示している。本研究で対象としている車種選択モデルの選択肢は 8 であり、プロビットモデルでは収束解が得られない可能性が高く、一方で Mixed Logit Model を適用した場合には計算時間の短縮が見こまれるため、後者のモデルを適用した分析を行う。

Mixed Logit Model を用いた場合の車種選択レベルの効用関数は以下の式で表される。

$$U_i = \beta_i X_i + \eta_1 \delta_1 + \eta_2 \delta_2 + \eta_3 \delta_3 + \eta_4 \delta_4 + \eta_5 \delta_5 + \eta_6 \delta_6 + \varepsilon_i \quad (4.1)$$

ただし、 U_i は選択肢 i の効用、 β_i は未知パラメータベクトル、 X_i は説明変数ベクトルを表す。また、 η_1 から η_6 は各々平均 0、分散 σ_1 から σ_6 の正規分布、 δ_1 は選択肢が新車の場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数、 δ_2 から δ_6 は各々、選択肢が中古車の場合、軽自動車の場合、小型乗用車の場合、普通乗用車の場合、ライトバン・ワゴンの場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を表す。 ε_i は通常の、選択肢間で独立で同一のガンベル分布に従う誤差項を表す。

パラメータの推定に際しては、以下の尤度関数を最大化することになる。

$$L = \int_{\eta_1=-\infty}^{\infty} \cdots \int_{\eta_6=-\infty}^{\infty} \left\{ P(i|\eta_1, \dots, \eta_6) \frac{1}{\sigma_1} \phi\left(\frac{\eta_1}{\sigma_1}\right) \cdots \frac{1}{\sigma_6} \phi\left(\frac{\eta_6}{\sigma_6}\right) \right\} d\eta_1 \cdots d\eta_6$$

$$P(i|\eta_1, \dots, \eta_6) = \frac{\exp(\beta_i X_i + \eta_n \delta_n + \eta_u \delta_u + \eta_m \delta_m + \eta_s \delta_s + \eta_l \delta_l + \eta_v \delta_v)}{\sum_{j=1}^8 \exp(\beta_j X_j + \eta_n \delta_n + \eta_u \delta_u + \eta_m \delta_m + \eta_s \delta_s + \eta_l \delta_l + \eta_v \delta_v)} \quad (4.2)$$

ただし、 $\phi(\bullet)$ は標準正規確率密度関数を表す。

シミュレーションを用いた推定時には、式(4.2)の数値積分を回避するため、標準正規確率分

布から複数の点をサンプリングし、サンプリングした点を用いて $P(i|\eta_1, \dots, \eta_6)$ の値を算出し、その点がサンプリングされる確率を重みとした、重み付き和を関数値とするという方法がとられる。サンプリング法として最も単純な方法はランダムサンプリングであるが、ランダムサンプリングを用いた場合には、サンプリング数を増やすことによる関数値の収束性が低いという問題がある。そのため、多くのサンプリングが必要となり、計算負荷が高い。

Halton 法は分布の範囲をうまく網羅するようにサンプルが取られるため、サンプルした点を用いて計算された選択確率の分散がランダムサンプリングの場合に比べて小さいという特徴を持つ。さらに、サンプリングが直前のサンプリングでは取られなかった範囲から取られるため、連続するケースの選択確率が負の相関を持ち、全体としての尤度関数の分散を低くするという特徴を持つ。これらの特徴により、Halton 法を用いた場合にはランダムサンプリングの 10 分の 1 程度のサンプリング数で同程度の推定精度を持っている。

4.3.2 年間走行距離モデル

1 台保有世帯については、年間走行距離の対数を被説明変数とし、自動車属性、メインドライバー属性、世帯属性を説明変数とする、通常の重回帰モデルを適用しモデルを構築した。一方、2 台保有世帯については、各自動車の走行距離が相互に影響を与える可能性があること、及び各々の自動車による走行距離に対して共通の非観測要因が影響を与える可能性があることを考慮するために、構造方程式モデル (SEM: Structural Equation Models) (Jöreskog and Sörbom, 1993) の枠組みを用いて以下のように定式化した。式(4.3)は、世帯属性がそれぞれの自動車に与える影響は共通であり、自動車属性やメインドライバーの属性が当該自動車の走行距離に与える影響は、購入した順序に依存しない事を仮定している。

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \beta \\ \beta & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_1, \dots, \Gamma_m & 0 \\ 0 & \Gamma_1, \dots, \Gamma_m \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{m+1}, \dots, \Gamma_{m+n} \\ \Gamma_{m+1}, \dots, \Gamma_{m+n} \end{bmatrix} [Z] + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

ただし、 y_i は自動車 i の年間走行距離の対数 (i : 購入順序)、 X_i は自動車 i の自動車属性とメインドライバーの属性ベクトル、 Z は世帯属性ベクトル、 ε_i は誤差項を表わす。また、 β , Γ は未知パラメータを表わす。なお、保有台数別にモデルを構築することによって、推定時に Selectivity bias の影響を受けることが危惧されるものの、今回の推定ではこれに対する修正は行っていない。

4.4 推定結果

4.4.1 車種・メインドライバー選択モデル

車種・メインドライバー選択モデルの推定には、3. で述べたサンプルのうち、データに不備の無いサンプル、1 台保有世帯 880 世帯、2 台保有世帯 267 世帯のデータを用いた。モデル

は段階推定法によって推定されている。

1 台保有世帯に対するモデルの推定結果を表 4-3, 4 に示す。表 4-3 より、メインドライバー選択レベルにおいては、 χ^2 値が 118 (df = 9) であり、モデルの有意性が確認された。個々のパラメータに着目すると、男性がメインドライバーになる傾向が高い事、免許保有年数が短い方がメインドライバーになる傾向が低い事が示されている。また、車種によって異なる属性の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が高い事が示されており、軽自動車の場合には無職の世帯構成員がメインドライバーとなる傾向が高い事、普通乗用車の場合には、50 才以上の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が高い事が示された。

表 4-3 メインドライバー選択レベル推定結果
(1 台保有)

変数	推定値	t 値
男性ダミー	1.07	5.29
免許保有年数	0.03	2.47
免許保有年数3年以内	-0.79	-1.93
免許保有年数20年以上	-1.90	-1.83
世帯主×大家族	-0.64	-1.53
軽自動車×無職	1.40	1.79
小型乗用車×主婦	-1.81	-1.34
普通乗用車×50才以上×男性	1.62	1.52
普通乗用車×50才以上×女性	2.08	1.44
サンプル数 880, $L(0) = -217$, $L(\beta) = -158$, $\chi^2 = 118$ (df = 9)		

次に、車種選択レベルでは、多項ロジットモデル、新車/中古車の区別を上位レベルにおいたネステッドロジットモデル、軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルにおいたネステッドロジットモデル、Mixed Logit Model の各モデルを推定した。

推定結果を表 4-4 に示す。表 4-4 より最終尤度は軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネステッドロジットモデルが最も高いものの、小型乗用車とライトバン・ワゴンのログサム変数の値が負となっており、特に小型乗用車のログサム変数は統計的にも有意であるため、効用理論との整合性を持たない。それ以外のモデルに関しては、最終尤度がほぼ同じであり、モデル間の優劣は見られない。また、選択肢間の相関を表すパラメータも統計的に有意とはなっていない。以上より、今回のサンプルを用いた車種選択行動においては選択肢間の相関の存在は確認されなかった。よって以降では、多項ロジットモデルの結果について詳細に述べる。

はじめに、メインドライバー選択レベルのログサム変数の推定値が 0.26 となり、統計的にも有意であることから、メインドライバーの選択による効用が車種選択に影響を与えていることが確認された。

新車ダミーの t 値が非常に高く、中古車よりも新車が選択される傾向が顕著である事が示されている。車種に共通な変数としては、5人以上の大家族では乗車定員の多い車種が選択される傾向が高い事、年収500万円未満の低収入世帯では車両価格の低い車種が選択される傾向が高い事が示された。世帯年収500万円から1500万円未満の中収入世帯では車両価格が高い車種が選択される傾向が高い結果となったが、これについては価格の顕示的効果 (Veblen, 1889) の影響も考えられるものの、更なる分析が必要と考えられる。

表4-4 車種選択レベル推定結果(1台保有)

変数	ML		NL1		NL2		Mixed Logit	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
大家族×自動車の定員	1.27	7.37	1.20	6.85	1.77	5.45	1.27	7.38
軽自動車×18才以上の子供有	-0.76	-3.8	-0.77	-3.82	-0.15	-0.44	-0.76	-3.77
小型乗用車×5才以下の子供有	1.61	9.51	1.61	9.64	2.70	6.39	1.61	9.52
小型乗用車×世帯主30才未満	0.51	1.38	0.47	1.30	2.25	2.36	0.51	1.38
小型乗用車×高収入世帯	0.89	2.7	0.96	2.87	2.71	2.70	0.89	2.69
普通乗用車×世帯主50才以上	-0.40	-2.5	-0.38	-2.33	0.02	0.05	-0.41	-2.50
車両価格×低収入世帯	-0.03	-2.6	-0.03	-2.42	-0.03	-1.85	-0.03	-2.52
車両価格×中収入世帯	0.02	3.35	0.02	3.11	0.05	4.95	0.02	3.35
新車ダミー	1.26	12.4	0.82	1.14	32.18	1.01	1.51	2.90
ログサム変数	0.26	2.57	0.31	3.11	0.56	4.49	0.26	2.57
選択肢間の相関パラメータ*								
新車			0.70	1.50			0.17	0.11
中古車			0.38	0.67			0.97	0.83
軽自動車					0.01	0.89	0.01	0.03
小型乗用車					-0.61	-3.77	0.00	0.01
普通乗用車					0.03	1.06	0.05	0.12
バン・ワゴン					-0.02	-0.22	0.00	0.01
L(b)	-1518		-1517		-1452		-1518	
χ^2	622		624		754		622	

サンプル数 880, L(0) = -1829

ただし、ML は多項ロジットモデル、NL1 は新車/中古車の区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデル、NL2 は軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデルを表す。

*選択肢間の相関パラメータはネスティッドの場合、ログサム変数を表し、Mixed Logit Model の場合は式(4.1)の η の標準偏差を表す。

車種別の説明変数としては、18才以上の子供のいる世帯では軽自動車を選択される傾向が低く、5才以下の子供のいる世帯では小型乗用車を選択される傾向が高いなど、世帯における子供の存在がその世帯の車種選択に影響を及ぼしている事が確認された。世帯主の年齢が30才未満の場合には小型乗用車を選択する傾向が高く、50才以上の場合には普通乗用車を選択する傾向が低いなど、世帯主の年齢が車種選択行動に与える影響も確認された。

次に、2台保有世帯に対するモデルの推定結果を表4-5,6に示す。なお、4.3で述べたように、2台保有世帯に対しては、既存車と購入車を区別し、既存車の属性を説明変数としてモデルに

導入し、購入車の車種選択行動をモデル化する。本研究では、4.2で述べた調査で得られた2台保有世帯のデータについて、保有期間の長い方の自動車を既存車とし、保有期間の短い方を購入車と仮定してモデルを推定した。ここで、2台保有世帯のうち、以前は3台保有しており、1台を破棄した世帯については、上述の仮定が成り立たない場合も有り得るが、過去の実替更新行動に関するデータが得られていないため、今回はそれに伴う推定誤差については考慮していない。

表4-5より、メインドライバー選択レベルにおいては、購入車、既存車に関わらず、60才以上の世帯構成員がメインドライバーになる傾向が低い事、普通乗用車の場合には世帯主がメインドライバーとなる傾向が高い事が示された。さらに、既存車か、購入車か、ということがメインドライバー選択に影響を与えることが示されている。特に、既存車が小型乗用車の場合には、既存車の配分に関して息子や娘の効用が高く推定されており、統計的に有意であることから、既存車が小型乗用車の世帯が新しく自動車を購入した場合、購入車を世帯主が利用し、既存車を息子や娘に譲るといような、世帯内における自動車の再配分が行われていることを示しているものと考えられる。なお、同一運転者ダミーが有意に負である事からは世帯が2台の自動車を保有する場合には同一の世帯構成員が2台ともメインドライバーとなる傾向が非常に低い事を示している。

表4-5 メインドライバー選択レベル推定結果
(2台保有)

変数	推定値	t値
購入車×世帯主×普通乗用車	2.16	5.75
×主婦×子供が2人以上	-2.34	-2.23
×60歳以上	-1.39	-4.87
既存車×60歳以上	-0.53	-1.43
×年齢	-0.04	-3.95
×世帯主×普通乗用車	1.63	3.58
×息子、娘×小型乗用車	0.72	2.12
×娘	-1.16	-3.92
同一運転者ダミー	-1.90	-7.80

サンプル数 267, L(0)=-522, L(β)=-400,
 $\chi^2=245$ (df=9)

次に、車種選択レベルでは1台保有世帯のモデルと同様に、多項ロジットモデル、新車/中古車の区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルにおいたネスティッドロジットモデル、Mixed Logit Model の各モデルを推定した。

推定結果を表4-6に示す。表4-6より最終尤度は1台保有世帯のモデルと同様に軽自動車/小型乗用車/普通乗用車/ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネスティッドロジットモデルが最も高く、他の3つのモデル間では有意な差は見られない。軽自動車/小型乗用車/普

通乗用車／ライトバン・ワゴンを上位レベルとしたネスティッドロジットモデルでは、ログサム変数の値は効用理論との整合性をもつものであるが、いずれのログサム変数も統計的に有意となっておらず、選択肢間の相関の存在を示すものではない。よって2台保有世帯のモデルについても以降では、多項ロジットモデルの結果について詳細に述べる。

表 4-6 車種選択レベル推定結果(2台保有)

変数	ML		NL1		NL 2		Mixed Logit	
	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値	推定値	t値
大家族×自動車の定員	0.44	2.86	0.44	2.86	0.39	2.42	0.45	2.83
中古車×世帯主30歳未満	1.25	1.49	0.76	0.63	4.58	0.76	1.47	0.88
小型乗用車×5才以下の子供有	0.67	2.04	0.67	2.03	1.38	1.36	0.69	2.02
小型乗用車×世帯主60歳以上	0.78	2.90	0.77	2.89	1.54	1.76	0.80	2.81
燃料消費(l/km)×中収入世帯	0.23	2.07	0.23	2.03	0.21	1.24	0.24	1.98
車両価格×低収入世帯	-0.35	-1.40	-0.31	-1.01	-0.40	-1.29	-0.38	-1.32
新車ダミー	1.40	8.94	0.94	0.77	4.78	0.98	1.64	1.19
同一車種ダミー	0.68	5.10	0.68	5.11	0.82	4.02	0.70	4.75
ログサム変数	0.27	2.02	0.27	2.00	0.44	2.20	0.25	1.58
選択肢間の相関パラメータ*								
新車			1.57	0.74			0.88	0.30
中古車			1.59	0.74			0.34	0.11
軽自動車					0.27	1.00	0.01	0.02
小型乗用車					0.25	0.91	0.00	0.01
普通乗用車					0.29	1.01	0.51	0.52
バン・ワゴン					0.29	0.90	0.00	0.00
L(b)	-463		-462		-458		-462	
χ^2	180		182		190		182	

サンプル数 267, L(0)=-553

ただし、ML は多項ロジットモデル、NL1 は新車／中古車の区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデル、NL2 は軽自動車／小型乗用車／普通乗用車／ライトバン・ワゴンの区別を上位レベルとするネスティッドロジットモデルを表す。

*選択肢間の相関パラメータはネスティッドの場合、ログサム変数を表し、Mixed Logit Model の場合は式(4.1)の η の標準偏差を表す。

はじめに、メインドライバー選択レベルのログサム変数の推定値は 0.27 となり、統計的にも有意であることから1台保有世帯に対するモデルの推定結果と同様に、メインドライバーの選択による効用が車種選択に影響を与えていることが確認された。

同一車種ダミーの推定値が、0.68 と正の値を取っており、t 値も非常に高く統計的に有意となっている。この事は、2台保有世帯においては、既存の保有車種と同じ車種を選択する傾向があることを示すものと考えられる。また、世帯主が30歳未満の場合には中古車を選択する傾向が高く、60才以上の場合には小型乗用車を選択する傾向が高い事が示された。

中収入世帯では燃料消費 (l/km)の大きい自動車を選択する傾向が高い事が示されたが、これについては1台保有世帯の推定結果と同様に、中収入世帯の車種選択行動の特性を示すもので

あり、中収入世帯においては、車種選択行動が経済合理性以外の心理的・社会的な要因の影響を受けている事を示すものと考えられる。その他、1台保有世帯の推定結果と同様に、5人以上の大家族では乗車定員の多い車種が選択される傾向が高い事、5才以下の子供のいる世帯では小型乗用車が選択される傾向が高い事、低収入世帯では車両価格の低い車種が選択される傾向が高い事、新車が選択される傾向が高い事が示された。

4.4.2 年間走行距離モデル

年間走行距離モデルの推定には、4.4.1 で用いたサンプルのうち、メインドライバーの個人調査票が特定可能であり、かつ調査票に不備の無いサンプル、1台保有世帯 819 世帯、2台保有世帯 213 世帯それぞれのデータを用いた。

はじめに、1台保有世帯に対する推定結果を表 4-7 に示す。表 4-7 より、 R^2 値が 0.17 と小さく、推定されたモデルによって世帯の自動車年間走行距離が説明される割合が低い事を示している。ただし、Train (1986)の推定結果においても R^2 値は1台保有世帯で 0.114、2台保有世帯で 0.117 にとどまっており、年間走行距離の予測の困難性が表れる結果となった。

表 4-7 年間走行距離モデル推定結果(1台保有)

説明変数	推定値	t値
定数項	8.12	39.03
加速性能	5.27	3.15
加速性能×30才未満	2.56	2.52
保有期間	-0.056	-4.63
世帯主×女性	-0.83	-2.36
50才以上×女性	0.347	1.80
6才以下子供2人以上	-0.20	-1.34
低収入世帯	-1.25	-2.13
運転初心者×最小回転半径	-0.075	-3.53
通勤通学非利用	-0.29	-2.82
通勤利用	0.243	2.74
業務利用	0.411	4.58
最寄り駅までの時間	0.0078	1.49
燃料消費 (l/km)×低収入世帯	15.56	1.87
燃料消費 (l/km)×中収入世帯	0.023	0.01
燃料消費 (l/km)×高収入世帯	0.137	0.08

サンプル数 819, $R^2 = 0.17$, adj $R^2 = 0.15$

各パラメータの推定結果からは、まず、加速性能の良い車種では走行距離が長くなる事、メインドライバーが30才未満の場合にはその傾向がより顕著になる事が示された。保有期間の長い自動車ほど走行距離が短い事、女性の世帯主がメインドライバーの場合や6才以下の子供が2人以上いる世帯、低収入世帯では走行距離が短くなる事が示された。メインドライバーが50才以上の女性の場合に走行距離が長くなる結果となった事については、現在免許を保有している50才以上の女性の割合が少なく、自動車の必要性の高い女性のみが免許を取得し自動車を利

用しているためと考えられる。その他、通勤や通学、業務等の日常的な自動車利用頻度や最寄り駅までの距離といった交通サービス水準が走行距離に及ぼす影響が確認された。

最後に、消費者の合理的行動を仮定した離散連続選択モデルで重要な役割を果たす、燃料消費に関するパラメータの推定結果は低収入世帯では正となり、中収入世帯、高収入世帯では有意とならなかった。これは、燃料費に対するドライバーの対応行動が合理的でないか、それほど敏感ではない事を示すものと考えられる。

表 4-8 年間走行距離モデル推定結果(2 台保有)

説明変数	推定値	t値
β	-0.31	-1.82
世帯構成人数	-0.11	-1.37
通勤利用ダミー	0.42	3.41
自由活動利用ダミー	0.45	3.51
女性ダミー	-0.21	-2.20
燃料消費(1/km)×低収入世帯	5.97	1.39
燃料消費(1/km)×中収入世帯	5.26	1.94
燃料消費(1/km)×高収入世帯	6.73	1.89
var(ε_1)=1.68(t 値: 4.51), var(ε_2)=1.678(t 値: 4.51),		
cov($\varepsilon_1, \varepsilon_2$)=1.41 (t 値: 2.87)		
サンプル数 213, GFI=0.97, AGFI=0.71		

2 台保有世帯に対して最尤推定法により未知パラメータを推定した結果を表 4-8 に示す。表 4-8 より、決定係数を表わす GFI は 0.97 とまずまずの値をとっているものの、自由度で修正した決定係数を表わす AGFI は 0.71 となりモデル全体の推定精度はそれほど高くない結果となった。

両自動車間の相互作用を表わす β の推定値は -0.31 と負の値と統計的にもある程度有意であるという結果が得られた。この結果は、一方の自動車利用が多くなるともう一方の自動車利用が少なくなることを意味し、複数台保有世帯での自動車利用には、保有自動車の使い分けが存在することを示すものである。

その他、1 台保有世帯の推定結果とは異なり、有意な説明変数がそれほど得られなかったものの、1 台保有世帯の推定結果と同様に、通勤、業務での利用によって走行距離が長くなる事などが示された。また、燃料消費に関するパラメータはいずれも正の値をとっており、燃料費に対する合理的行動は確認されなかった。また、誤差項の共分散が有意に正の値をとっており、世帯内の各自動車の走行距離に共通に影響を与える非観測異質性の存在を示している。今後、サンプル数の拡大やより詳細な世帯属性に関する調査項目の設定等により、年間走行距離に影響を及ぼす要因のさらなる解明が必要と考えられる。

4.5 結語

本研究では、時間軸上における世帯の自動車取り替え更新行動モデルシステムのサブモデル

として用いることを前提として、世帯における購入車種の選択行動、世帯内での自動車の配分、および、各自動車の年間走行距離の分析を行った。世帯内での自動車の配分と車種選択は密接に関係していること、また、年間走行距離は、車種や主な運転者の属性に大きな影響を受けるとの認識に基づき、車種・メインドライバー同時選択選択モデル、及び、車種とメインドライバーを与件とした各保有自動車の年間走行距離モデルを構築した。

車種選択行動については、ネステッドロジットモデルの枠組みでは考慮できないような複雑な選択肢間の相関が考えられたため、プロビットモデルの近似として近年利用されるようになってきている Mixed Logit Model を適用したモデル化を行った。

推定の結果から、メインドライバーの選択による効用が車種の選択に影響を与えていること、自動車の属性やメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を与えていることが示された。車種の選択に関しては、本研究で用いたサンプルに関しては選択肢間の誤差効用の相関は認められなかった。また、2 台保有世帯に関しては、車種選択について既存車と同一車種を選択する傾向があることが示された。

年間走行距離モデルについては、1 台保有世帯を対象とした重回帰モデルの推定結果からは車種によって年間走行距離が異なること、およびメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を及ぼすことが示された。一方で、2 台保有世帯を対象とした SEM による推定結果からは、メインドライバーの属性による影響は確認できたものの、車種による影響は確認できなかった。さらに、各保有自動車に対して共通の世帯間の非観測異質性の存在も確認された。2 台保有世帯については 1 台保有世帯に比べてサンプル数が少ないため、今後はより多くのサンプル数を対象としてモデルの推定を行う必要があるものと考えられる。しかしながら、推定結果より、各保有自動車間の年間走行距離に負の相互作用が存在することが確認されており、保有自動車の使い分けが存在することが示された。これらの結果を合わせると複数台保有世帯では、特定の車種に対する嗜好性が存在するために同じような自動車を購入し、状況に応じて保有自動車の使い分けが行われていることを意味するものと考えられる。

今後の課題としては、モデルの同時推定や離散連続モデルの適用、自動車属性データの改善や調査方法の改良等がある。

第4章 参考文献

- Beggs, S. D. and Cardell, N. S. (1980) Choice of smallest car by multi-vehicle households and the demand for electric vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 389-404.
- de Jong, G. (1996) A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276.
- de Jong, G. C. (1997) A microeconomic model of the joint decision on car ownership and car use, In Stopher, P. and Lee-Gosselin, M. (eds.) *Understanding Travel Behaviour in an Era of Change*, Elsevier, Oxford, pp. 483-503.
- Greene, W. H. and Econometric Software, Inc. (1998) *LIMDEP version 7.0 User's Manual Revised Edition*, Econometric Software, Australia.
- Hensher, D. (1998) The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification, In Ortuzar, J. D., Hensher, D., Jara-Diaz, S. (eds.) *Travel Behaviour Research: Updating the State of Play*, Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506.
- Jöreskog, K. G. and Sörbom D. (1993) *LISREL8: User's Reference Guide*, Scientific Software, Chicago.
- Kitamura, R. (1992) A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle transactions model, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 440/IV-16, pp.13-29.
- Lave, C. and Train, K. (1979) A disaggregate model of auto type choice behavior, *Transportation Research A*, Vol. 13A, pp. 1-9.
- Manski, C. F. and Sherman, L. (1980) An empirical analysis of household choice among motor vehicles, *Transportation Research A*, Vol. 14A, pp. 349-366.
- McFadden, D and Train, K. (2000) Mixed MNL models for discrete response, *Applied Econometrics* (forthcoming).
- Train, K. (1986) *Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand*, The MIT Press, Cambridge.
- Train, K. (2000) Halton sequences for mixed logit, Working Paper, University of California, Berkeley.
- Veblen, T. (1889) *The Theory of the Leisure Class: An Economic Study of Institutions*, Macmillan, New York.
- 青島縮次郎, 磯部友彦, 宮崎正樹 (1991) 世帯における自動車保有履歴から見た自動車複数保有化の構造分析, 土木計画学研究・論文集, No. 9, pp. 45-52.
- 石田東生, 谷口守, 黒川洸 (1994) 世帯における利用特性からみた自動車の分類に関する一考察—複数保有時代における利用状況の適切な把握のために—, 日本都市計画学会学術研究論文集, No. 29, pp. 97-102.
- 清水哲夫, 屋井鉄雄 (1999) Mixed Logit Model とプロビットモデルの推定特性に関する比較分析—鉄道経路選択モデルを例に一, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 587-590.

- 屋井鉄雄, 岩倉成志, 伊藤誠 (1993) 鉄道ネットワークの需要と余剰の推計法について, 土木計画学研究・論文集, No. 11, pp. 81-88.
- 屋井鉄雄, 中川隆広, 石塚順一 (1998) シミュレーション法による構造化プロビットモデルの推定特性, 土木学会論文集, No. 604/IV-41, pp. 11-21.

第5章 回顧データを用いた自動車保有期間の分析

5.1 概説

個人の交通行動は、その個人の自動車利用可能性に大きな影響を受けるため、個人の交通行動を分析するためには、非集計レベルでの自動車保有に関する分析が不可欠である。また、世帯における自動車保有について分析を行うことにより、近年、関心が高まっている、エネルギー消費や大気汚染等の環境問題に対する対策の評価に対しても、より有効な需要予測ツールを提供することが可能となるものと考えられる。ここで、ある時点での世帯の自動車保有状態は、それまでの世帯の自動車取替更新行動（買い替え、追加購入、買い替えを伴わない売却）の結果である。したがって、取替更新行動を分析することによって、世帯における自動車保有を世帯の意思決定行動として把握することが可能となり、低公害車の普及の速度の推定、車群更新に向けての政策評価などの適用分野において、自動車保有台数や保有車種、個々の自動車の保有期間について、より現実的な予測を行うことが可能となると考えられる（Kitamura, 1992）。

各自動車の保有期間は世帯の自動車取替更新行動を構成している要素であり、世帯の自動車取替更新行動は、各自動車の保有開始時期と保有期間の積み重ねによって表現することが可能である。本研究では、時間軸上での世帯の自動車取替更新行動をモデル化するための基礎的な研究として、世帯における自動車保有期間に関する分析を行う。自動車保有期間に関する分析として、Mannering and Winston (1991), Gilbert (1992), de Jong (1996), Hensher (1998)等の研究が挙げられる。これらの研究では、パネル調査によって得られた自動車保有行動データに対して生存時間解析手法（Hensher and Mannering, 1994）を適用した分析を行っており、その有効性について検討を行っている。生存時間解析手法を交通行動モデルに適用した分析としては、自動車保有期間の他に、数多くの活動時間の分析に用いられている（森地他, 1992; Hamed and Mannering, 1993; Mannering et al., 1994; Ettema, et al., 1995; 森川他, 1995; Bhat, 1996a, 1996b; Kim and Mannering, 1997; 小林他, 1997; 藤井他, 1997）。ここで、自動車保有期間の分析と活動時間の分析とで最も異なる点は、対象とする行動の時間の長さである。活動時間の分析を行う際には1日の活動を調査すれば、その日に行われた活動の活動時間に関するデータが十分得られるのに対して、自動車保有期間については、1日はおろか、1年の調査を行ったとしても、自動車を購入してから売却するまでの期間を観測することは出来ない。これまでの自動車保有期間の分析では、数年から10数年に及ぶパネル調査を実施することによって自動車保有期間を観測しようとする一方で、生存時間解析手法の特徴である打ちきりを含むデータに対するパラメータの推定法を用いることにより、保有期間が観測されないケースの情報も含んだ形でより効率的なパラメータの推定を行っている。本章では、断面調査を用いた自動車保有期間の分析を行うために、回顧データによる自動車保有期間モデルを構築するための方法論を提案し、その有効性を検討することを目的とする。

5.2 データの概要

本研究で用いるデータは、1993年に実施された米国カリフォルニア州でのアンケート調査（Bunch, et al., 1996）で得られたものである。現在、米国では、自動車の排気ガスによる大気汚染や、莫大なエネルギー消費による資源の枯渇化等の環境問題に大きな関心が寄せられている。この調査は電気自動車等の低公害自動車が市場に導入される事による影響を評価することを目的として行われたパネル調査の第1回調査にあたる。このアンケート調査では、予備調査として、ランダムダイヤリングによる無作為抽出によって選ばれた被験者に対して電話調査を行い、パネル調査に対する参加依頼と基礎的な属性について質問している。本調査では、予備調査における参加依頼に応じた世帯に対してアンケート調査票を郵送し、電話によって調査票の質問に対する回答を得るという方法で調査を行っている。本調査に回答している世帯は4747世帯である。

自動車保有に関する質問項目としては、世帯で現在保有している自動車と過去に保有していた自動車それぞれ最大6台までに関して、車種、購入時新車か中古車か、買い替えによる購入か追加購入か等について回答を求めている。

図5-1に現在保有している自動車の購入からの経過期間と過去に保有していた自動車の保有期間の分布を示す。図5-1より1,2年の間では、現在保有している自動車の割合が、過去に保有していた自動車よりも大きく、両者の分布の違いが確認できる。

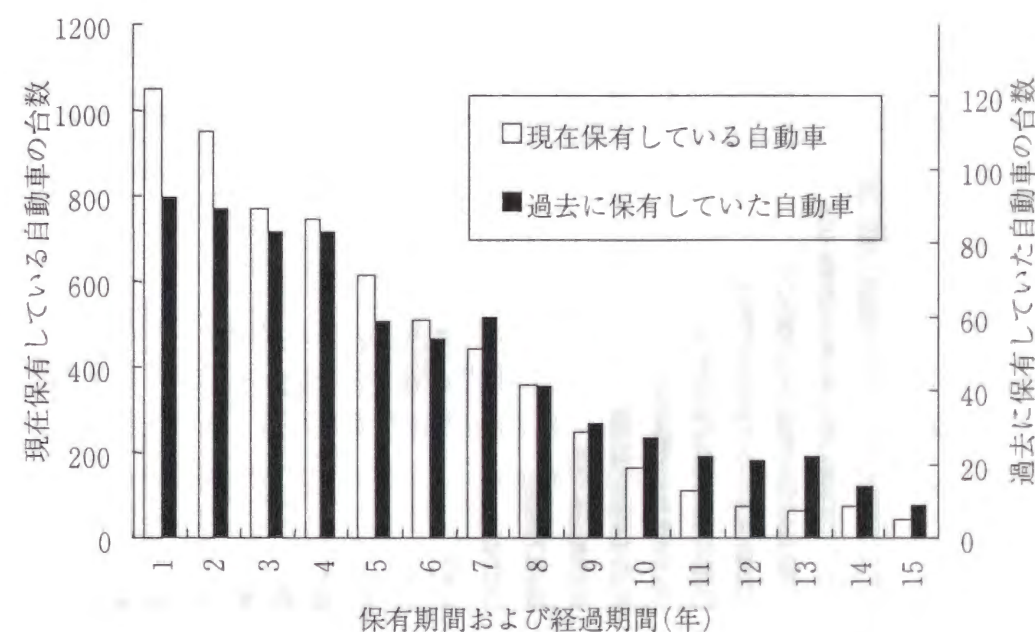


図5-1 保有期間および経過期間の分布

調査時に保有している自動車のデータの内、買い替え購入によるものについては、その買い

替えによって手放された自動車が、同一世帯内の過去に保有していた自動車のデータとして調査で回答されているべきである。アンケート調査では、過去に保有されていた自動車に関する質問項目として、その自動車が買い替えによって手放された場合、買い替えによって購入された自動車が、現在保有している自動車、あるいは過去に保有していた他の自動車の中でどの自動車であるかということについても回答を得ている。そのため、買い替えによって手放された自動車と購入された自動車を対応させることが可能となっている。買い替えによって購入された自動車に対応して、手放された自動車がデータとして得られていない場合、報告漏れが生じているものと考えられる。報告台数・報告漏れ台数の分布を図5-2に示す。

図5-2より、買い替えから現在までの期間が長いほど、買い替えによって手放された自動車について報告される確率が減少していることが読み取れる。買い替えから1年以内の場合、報告確率は50%程度であるが、年数が増えるにしたがって急激に報告確率は減少しており、5年以上経過するとほとんど報告されていない。これは、データを収集する方法として、過去についての記憶を呼び戻し、回答をつくる回顧調査が用いられた事による影響を示している。回顧調査は、1回の調査で複数時点の行動等について質問することで、多くの情報を得ることが可能であるが、人間の記憶には限界があるため、報告漏れや、不正確な回答といった問題に対して考慮することが必要であると考えられる。特に、報告漏れが系統的である場合には、それらのデータを用いた推定結果はバイアスを受けるため、分析にあたり、それらのバイアスを補正することが必要となる。本研究で用いるデータについても、図5-2に見られるように、自動車保有期間が長いほど、その自動車について報告がされていないという系統的な報告漏れが存在するため、それを考慮した分析を行う必要がある。

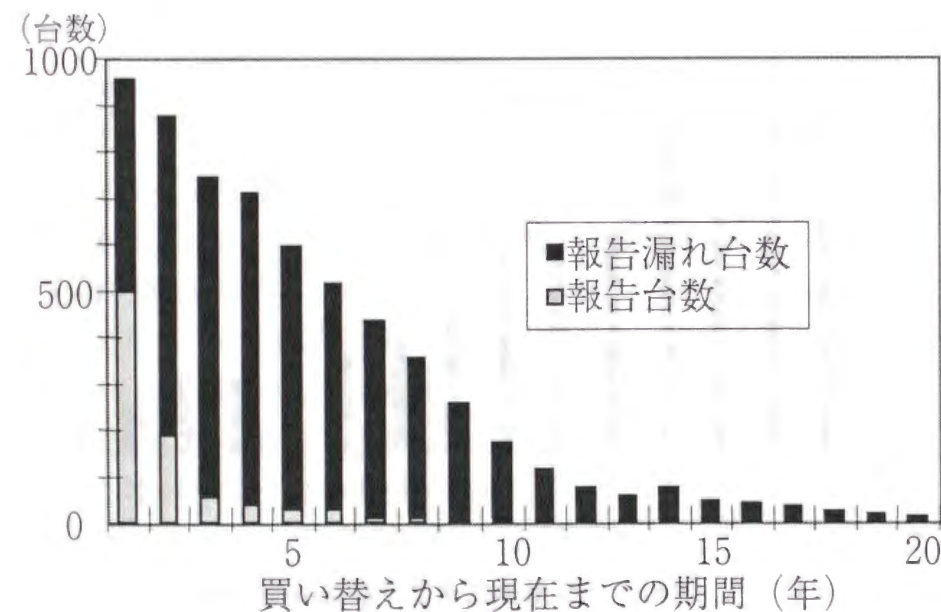


図5-2 報告台数・報告漏れ台数の分布

5.3 生存時間解析手法

自動車の保有期間は、すべて正の値を持ち、しばしば分布の裾が右に長いことから、分布の正規性を前提とした手法は必ずしも適切とは限らない。そのため、本研究では、生存時間解析手法を適用した分析を行う。生存時間解析手法は、基準の時刻からある事象が発生するまでの期間を解析の対象とし、その期間を生存時間と呼ぶ。生存時間解析手法は主に、生命体、機械の寿命等の分析に用いられてきた。

分析に際し、事象が発生したデータのみを用いて分析を行った場合、生存時間が長いデータほど一定時間内の観測で事象が発生するケースが少なくなるため、推定結果にバイアスが生じる。生存時間解析手法では、事象が観測されないケースについても、生存時間が観測されていた期間以上であるという情報を用いて対象データに含めた分析を行う。このようなデータは打ち切りを受けたデータと呼ばれる。本研究においても、現在世帯において保有している自動車については、手放す時点が調査時点では観測されていないため、保有期間が特定できない。以下では、自動車保有期間を生存時間とした、生存時間解析手法による、打ち切りを受けたデータも分析に含めた分析方法について述べる。

生存時間を表わす確率変数を T で表わすと、累積分布関数 $F(t)$ 、および確率密度関数 $f(t)$ は以下の式で表わされる。

$$F(t) = \Pr(T < t) \quad (5.1)$$

$$f(t) = dF(t)/dt \quad (5.2)$$

ここで、生存時間が、打ち切りを受けるまでの経過期間 t 以上である確率を表わす、生存関数 $S(t)$ は、式(5.3)で表わされる。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (5.3)$$

生存時間解析手法においては、これらの関数に加えてハザード関数 $h(t)$ がよく用いられる。ハザード関数は、時点 t まで事象が発生していないという条件下で時点 t の瞬間に事象が発生するという条件付き確率密度を表わすものであり、式(5.4)で表わされる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (5.4)$$

生存時間に影響を及ぼす要因をモデルに取り入れる方法として、比例ハザードモデルと加速モデルの2つの方法がある。比例ハザードモデルは式(5.5)で表わされる。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(-\beta X) \quad (5.5)$$

ただし、 $h_0(t)$ は全ての説明変数が0の時のハザード関数であり、基準ハザード関数と呼ばれる。 β は未知パラメータベクトル、 X は説明変数ベクトルである。比例ハザードモデルでは、説明変数値が時間とともに変化する場合(時間依存性を持つ説明変数)もモデルに導入することが可能である。しかしながら、比例ハザードモデルでは、異なる説明変数値を持つサンプル間でのハザード関数の比率は時間的に変化しないという制約がある。

一方、加速モデルは式(5.6)で表わされる。

$$S(t|X) = S[t \exp(-\beta X)] \quad (5.6)$$

加速モデルでは、説明変数は時間のスケールを直接変更する形で生存時間に対して影響を与える。そのため、比例ハザードモデルのような制約が存在しない。本研究では、時間依存性を持つ説明変数をモデルに用いないため、ハザード関数の比率に関する制約の無い加速モデルを用いて分析を行う。

本研究では、自動車保有期間の分布として、指数分布、ワイブル分布、一般化ガンマ分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布の5つの分布を用いてモデルの推定を行い、自動車保有期間分布について検討する。指数分布はハザード関数が時点によらず一定の値を持つ。これは、それまでの経過期間が事象の発生する確率に影響を与えないことを表わしており、この性質を無記憶性と呼ぶ。確率密度関数は式(5.7)で表わされる。

$$f(t|X) = \exp(-\beta X) \exp\{-t \exp(-\beta X)\} \quad (5.7)$$

ワイブル分布は、事象が発生する要因が複数存在し、それぞれ独立である場合の生存時間分布を表わしており、確率密度関数は式(5.8)で表わされる。

$$f(t|X) = \gamma t^{\gamma-1} \exp(-\gamma \beta X) \exp\{-t^\gamma \exp(-\gamma \beta X)\} \quad (5.8)$$

ただし、 γ は形状パラメータであり、 γ の値が1より大きい場合には、ハザード関数は時間とともに増大し、1より小さい場合にはハザード関数が時間とともに減少するため、事象の発生する確率の時間依存性を考慮することが可能である。 γ が1の場合はハザード関数が一定となり、ワイブル分布は指数分布に帰着する。

一般化ガンマ分布はワイブル分布をより一般化した分布であり、確率密度関数は式(5.9)で表

わされる。

$$f(t|X) = \frac{\gamma \delta}{t \Gamma(1/\delta^2)} \left\{ \frac{t^{\gamma \delta} \exp(-\gamma \delta \beta X)}{\delta^2} \right\}^{1/\delta^2} \exp\left\{ -\frac{t^{\gamma \delta} \exp(-\gamma \delta \beta X)}{\delta^2} \right\} \quad (5.9)$$

ただし、 δ は形状パラメータであり、 $\Gamma(\cdot)$ は完全ガンマ関数を表わす。 δ が1の場合はワイブル分布に帰着し、 δ が0の場合は対数正規分布に帰着する。

対数正規分布、対数ロジスティック分布は、いずれもハザード関数が、時間の経過とともに、一旦増大した後、減少するという一峰性を持つ。確率密度関数はそれぞれ式(5.10)、(5.11)で表わされる。

$$f(t|X) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left\{ -\frac{(\ln t - \beta X)^2}{2\sigma^2} \right\} \quad (5.10)$$

$$f(t|X) = \gamma t^{\gamma-1} \exp(-\beta X) / \{1 + t^\gamma \exp(-\beta X)\}^2 \quad (5.11)$$

ただし、 σ は形状パラメータである。

5.4 重み付き推定方法

本研究では、世帯が現在保有している自動車と、過去に保有していた自動車に関するデータを用いて自動車保有期間モデルを構築する。このうち、過去に保有していた自動車に関しては、前述のように、報告漏れに伴うバイアスが含まれるものと考えられる。そこで、得られたデータに対して重み付けを行う事によって、バイアスの補正を行う。

重み付けによる補正は以下の手順で行う。まず、過去に保有していた自動車の報告・報告漏れに関してプロビットモデルを適用し、報告モデルを構築する。そして、推定結果を用いて報告確率 \hat{P}_i を算出し、母集団シェアとサンプル内シェアの比で表わされる重み w_i を算出する。報告モデルにおいては、データとして得られている買い替え行動を対象として、その買い替えによって売却された自動車が報告されているか否かを外的基準としたモデルを構築した(買い替えを伴わない売却についても、別途報告モデルを構築し、報告確率を算出するのが妥当であると考えられる。しかしながら、今回の調査からは、買い替えを伴わない売却によって手放された自動車に対する報告漏れのデータを得ることは不可能である。そのため、今回は買い替えと買い替えを伴わない売却では、その際に手放された自動車の報告確率に差が無いものと考え、買い替えによって手放された自動車に関して算出された報告モデルのパラメータを、買い替えを伴わない売却によって手放された自動車にも適用することとした。)。現在保有されている自動車の報告確率は1とし、算出された重みを用いて WESML 推定量(weighted exogenous sample

maximum likelihood estimator)により保有期間モデルの推定を行うことによって、報告漏れに関するバイアスを補正することが可能となる。対数尤度関数 L^* 、及び w_i は以下の式で表わされる。

$$L^* = \sum_{i \in V_n} w_i \ln S(t_i | X_i) + \sum_{i \in V_p} w_i \ln f(t_i | X_i) \quad (5.12)$$

$$w_i = \frac{n/\hat{P}_i}{\sum_i 1/\hat{P}_i} \quad (5.13)$$

$$\hat{P}_i = \begin{cases} 1 & \text{if } i \in V_n \\ \Phi(\hat{\alpha}Y_i) & \text{if } i \in V_p \end{cases} \quad (5.14)$$

ただし、 V_n は現在保有されている自動車の集合、 V_p は過去に保有されていた自動車の集合を表わし、 n はサンプル数を表わす。また、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布関数、 $\hat{\alpha}$ は報告モデルの推定パラメータベクトル、 Y_i は説明変数ベクトルを表わす。

なお、WESML 推定量を用いて推定を行った場合、推定されたパラメータの共分散行列は、漸近有効では無く、 t 値の推定値にバイアスが生じる。WESML 推定量に対しては、通常の共分散行列 Δ と、推定値において、 w_i を 1 として算出される共分散行列 Ω により、式(5.15)で表わされる共分散行列 Σ を用いることによって、このようなバイアスを修正することが可能である (Manski and Lerman, 1977)。

$$\Sigma = \Omega \Delta^{-1} \Omega \quad (16)$$

本研究においても、 Σ を用いることによって、 t 値の推定値を修正することとする。

5.5 報告モデル

5.2 で述べた報告・報告漏れに関するデータを用いて報告モデルを推定した。説明変数としては、アンケート調査時の世帯属性、および現在保有している自動車属性、報告されるべき自動車が買い替えられてからの経過期間等を用いた。推定結果を表 5-1 に示す。表 5-1 では、パラメータが正であれば、値が大きくなるほど報告される確率が高くなることを示している。推定結果より、買い替えからの経過期間のパラメータの t 値が大きく、統計的に非常に有意であり、報告確率に大きな影響を与えていることが確認された。また、夫婦と 16 から 20 才の子供のいる世帯では報告確率は低く、運転免許保有者数が多いほど報告確率が低くなることが示された。これらの世帯では、自動車を利用する利用する人数が多く、自動車の管理についても複数の人間が関係していることが考えられるため、報告確率が低くなることが推測される。独身世帯においても報告確率が低くなることが示されている。また、賃貸のパラメータの t 値が

大きく統計的に非常に有意となっている。賃貸住宅居住世帯では、持ち家世帯に比べて、自動車保有期間が相対的に短い為に、買い替えからの経過期間が同一であっても、買い替え以前に保有していた自動車の購入時期が比較的最近となるため、報告確率が高くなることを示していると考えられる。保有期間に対する賃貸、持ち家の影響については、後述の保有期間モデルにおいて確認されている。

表 5-1 報告モデルの推定結果

	推定値	t 値
保有自動車属性		
自動車保有台数	-0.039	-1.00
リース車保有台数	0.080	1.29
社用車保有台数	-0.124	-1.39
買い替えからの経過期間(月)	-0.0037	-12.77
世帯属性		
世帯構成 夫婦と子供 (0-15才)	-0.087	-1.14
夫婦と子供 (16-20才)	-0.197	-2.21
独身	-0.178	-2.47
有職者数	0.049	1.68
子供数 (0-15才)	0.063	2.07
子供数 (16-20才)	0.064	1.69
学生数	0.065	1.69
昨年家を出た人数	-0.108	-1.70
賃貸	0.126	2.62
世帯収入 \$60,000未満	-0.067	-1.27
\$100,000以上	-0.097	-1.30
運転者数	-0.146	-2.56
運転者数>自動車保有台数	0.161	1.91
定数項	-0.398	-2.67
サンプル数	6294	
L(0)	-4363	
L(c)	-2585	
L(b)	-2442	
-2{L(0)-L(b)}(df)	3841 (18)	
-2{L(c)-L(b)}(df)	285 (17)	
報告台数	901	
報告漏れ台数	5393	

5.6 保有期間モデル

報告モデルの結果を用いて、式(5.12)により、5つの確率分布に対して同一の説明変数を用いて保有期間モデルを推定した。推定に用いたサンプルは、現在保有している自動車 7280 台と、過去に保有していた自動車 863 台であり、保有期間モデルに用いた説明変数は自動車属性、世帯属性、およびその自動車の主な運転者の属性である。5つの確率分布による最終尤度を表 5-2 に示す。

表 5-2 より、ワイブル分布、及び一般化ガンマ分布において最終尤度が最も高くなること

が示された。次いで、対数ロジスティック分布、対数正規分布の順となっており、指数分布においては最終尤度が最も低くなっている。これらの結果より、ワイブル分布、一般化ガンマ分布においては、時間依存性を考慮することが可能となっているために最終尤度が高く、指数分布においては時間依存性を考慮していないために最終尤度が低くなっているものと考えられる。また、対数正規分布や対数ロジスティック分布と比較した場合においても、長く保有している自動車ほど、次の瞬間に売却する可能性が高くなるといった自動車保有に関する時間依存性を明示的にモデル化しているワイブル分布、一般化ガンマ分布の優位性が示されているものと考えられる。一般化ガンマ分布はその特殊形として、ワイブル分布を内包しているが、両分布による最終尤度の差はほとんど無い。実際、一般化ガンマ分布の形状パラメータ δ の推定値は、0.991となっており、 $\delta=1$ に対するt検定の結果も有意とはならなかった。一般化ガンマ分布を用いた推定結果は、自動車保有期間分布が統計的にワイブル分布に帰着されることを示している。以上の結果より、自動車保有期間の分布としては、ワイブル分布が妥当であると考えられる。

表5-2 5つの確率分布による最終尤度

確率分布	最終尤度
指数分布	-6174
ワイブル分布	-5884
一般化ガンマ分布	-5884
対数正規分布	-6087
対数ロジスティック分布	-5927

ワイブル分布を用いた推定結果を表5-3(モデルA)に示す。さらに、表5-3(モデルA)との比較のため、報告確率による重み付けを行わない場合の推定結果を表5-3(モデルB)に示す。表5-3(モデルA)より、 χ^2 検定の結果から、推定されたモデルは定数項のみによるモデルに比べて有意であることが確認された。形状パラメータの推定結果より、 $1/\gamma$ は1より有意に小さいことが統計的に示されており、自動車保有期間が正の時間依存性を持つことが確認された。

次に、自動車属性の推定パラメータを見ると、中古車ダミーのパラメータのt値が大きく統計的に非常に有意である。中古車として購入した自動車は新車に比べて、耐用年数が低くなるため、保有期間が短くなっているものと考えられる。パラメータ値より、中古車は新車に比べて、平均で0.588(=exp(-0.531))倍の保有期間であるという結果が示されている。リース車、社用車についても、自家保有車に比べて保有期間が短くなることが統計的に示された。

これらのパラメータ値は中古車ダミーと同様に絶対値が大きく、保有期間に与える影響が大きいものと考えられる。車種については、小型乗用車、大型乗用車、スポーツカーのいずれもが、中型乗用車に比べて保有期間が長くなるという結果となった。小型乗用車については、米

表5-3 保有期間モデルの推定結果

		重み付き モデルA		重みなし モデルB		
		推定値	t 値	推定値	t 値	t 値**
定数項		4.348		4.821		-2.27
自動車属性						
保有形態	リース車	-0.462	-4.63	-0.498	-3.19	0.19
	社用車	-0.625	-5.46	-0.402	-1.78	-0.88
購入時 車種	中古車	-0.531	-15.77	-0.619	-12.55	1.48
	Mini, Subcompact	0.169	4.22	0.131	1.73	0.44
	Large, Luxury	0.132	2.85	0.119	1.32	0.13
	Sport car	0.288	5.75	0.281	2.94	0.06
	Pick-up truck	0.057	1.22	0.046	0.51	0.11
	Van	0.008	0.13	-0.004	-0.03	0.09
	Utility vehicle	-0.070	-1.16	-0.098	-0.85	0.22
年間走行距離/10,000 mile		-0.387	-3.52	-0.546	-6.27	1.13
世帯属性						
世帯構成	夫婦と子供(0-15才)	0.089	1.56	0.119	1.36	-0.29
	夫婦と子供(16-20才)	0.152	2.23	0.213	1.86	-0.46
	夫婦と子供とその他の大人	-0.012	-0.13	-0.024	-0.16	0.07
	独身者	0.043	0.80	0.265	3.05	-2.18
	夫婦とその他の大人	0.099	1.75	0.128	1.40	-0.27
子供数		-0.026	-1.13	-0.051	-1.46	0.60
大人数		-0.088	-2.84	-0.110	-2.14	0.38
賃貸		-0.113	-3.12	-0.186	-3.40	1.11
自動車保有台数		0.167	8.81	0.322	9.16	-3.87
運転者属性						
年齢/100才		1.697	11.78	1.702	7.28	-0.02
性別	女性	-0.100	-3.22	-0.080	-1.60	-0.34
職業	営業	-0.528	-4.00	-0.698	-3.99	0.78
	自営業	-0.189	-1.43	-0.252	-1.27	0.27
	退職者	-0.092	-1.51	-0.028	-0.29	-0.54
個人年収	\$20,000未満	0.048	1.30	0.098	1.65	-0.70
	\$100,000以上	-0.517	-6.24	-0.546	-4.27	0.19
形状パラメータ(1/ γ)		0.685	10.55*	0.664	20.45*	0.63
サンプル数		8143		8143		
L(C)		-6377		-2973		
L(β)		-5883		-2706		
χ^2 (df)		988(26)		536(26)		

*H₀: $\gamma=1$ に対する t 値, **H₀: $\beta_a=\beta_b$ に対する t 値

(β_a はモデル A による推定値, β_b はモデル B による推定値)

国では比較的近年になって普及してきたという事情もあって、サンプルが現在保有している自動車に偏っていることの影響が疑われる。これについては今後、新たなデータ収集を行い検討を加える必要があるものと考えられる。大型乗用車、スポーツカーについては、車両価格も高く、丈夫であることから保有期間が長くなることが考えられる。年間走行距離のパラメータも統計的に有意であり、年間走行距離が長くなるほど車両の消耗が激しく、保有期間が短くなることを示しているものと考えられる。

世帯属性についてみると、大人数のパラメータが統計的に有意となっており、自動車を運転する可能性のある大人の人数が多いほど、保有期間が短くなることが示された。反対に、自動車保有台数のパラメータが統計的に非常に有意であり、自動車保有台数が多いほど、保有期間が長くなることを示している。これらのことから、同一の自動車を複数人で利用したり、複数の自動車を一人で利用したりといった、個々の自動車の利用形態が保有期間に大きな影響を及ぼすことが推測される。また、賃貸ダミーのパラメータが統計的に有意であり、賃貸住宅居住世帯は、持ち家世帯に比べて保有期間が短くなることを示している。賃貸住宅居住世帯の中には、生活スタイルを頻繁に変更する世帯が多いため、自動車保有についても頻繁に取替更新行動を行っていることが考えられる。

主な運転者の属性についてみると、年齢のパラメータが統計的に非常に有意であり、若者ほど嗜好の変化や事故等の予定外要因によって保有期間が短くなることを示しているものと考えられる。予定外要因の影響については後述の保有予定期間モデルとの比較によって確認する。職業については、営業ダミーが統計的に有意であり、仕事上、自動車利用が頻繁であり、車両の消耗が激しいことが考えられる。個人収入については、\$100,000以上の個人収入を持つ個人の自動車の保有期間が短いことが統計的に示されており、自動車購入に伴う資金の豊富さが保有期間に影響を与えていることが確認された。また、女性ダミーのパラメータが統計的に有意であることから、女性は、安全性や信頼性を重視して、頻繁に買い替えを行っていることが推測される。

次に、モデルAとモデルBの推定値の差についてt検定を行なった。t値そのものは、 $cov(\beta_0, \beta_1)=0$ を仮定しており、実際よりも過小な値が算出されていると考えられる。よって、表5-3での値が有意ならば、実際にも有意であると考えられる。結果から、定数項、自動車保有台数等について、統計的に有意な差があることが確認できた。以上より、報告確率による重み付けを行わない場合、保有期間モデルの推定結果に対し、報告漏れによるバイアスが含まれることが確認できたと考えられる。重み付け推定を行うことにより、より精度の高い自動車保有期間の推定が可能となることが示された。

5.7 結語

本章では、時間軸上での世帯の自動車取替更新行動をモデル化するための基礎的な研究として、生存時間モデルを適用した自動車保有期間に関する分析を行った。自動車保有期間の分布

として、5つの確率分布に対して推定を行うことにより、自動車保有期間の分布形状に関する検討を行った。その結果、時間依存性を考慮することの可能なワイブル分布が適切であることが示された。推定結果より、世帯の保有する自動車の取り替え更新行動は正の時間依存性を持っており、世帯は買い替えや追加購入を行った直後はその自動車を手放す確率は低く、その自動車の保有期間が長くなるにつれて、その自動車を手放す確率が高くなることが示された。また、本章では、断面調査によって自動車保有期間の分析を行うために、調査時に過去の自動車取り替え更新行動に関する質問を行うことによって得られた回顧データを用いた分析を行った。回顧データでは、過去の行動に関して忘却が生じるため、データに報告漏れが生じる。報告漏れはランダムに発生するのではなく、時点を過去に遡るにしたがって報告漏れの確率は高くなるものと考えられる。よって、本研究の分析対象である自動車保有期間と報告漏れには正の相関が考えられる。本研究では、アンケート調査による報告漏れを考慮するために、報告モデルを構築し、その結果を用いてデータに重み付けを行った。推定結果より、WESML推定量を用いることで報告漏れによるパラメータ、及びt値の推定値に対するバイアスを除去することが出来たと考えられる。

本章では、世帯間における自動車保有行動の異質性を捉えるために、保有期間に影響を与える要因として、世帯属性等を取り上げたが、自動車保有期間には、その他にも自動車市場の動向やマクロレベルでの社会経済状況といった要因が影響を与えているものと考えられる。今後は、そのような要因もモデルに導入することにより、より精緻な分析を行う必要があるものと考えられる。また、今回は、同一世帯が保有する複数の自動車を個別にモデル化したため、世帯内の自動車間の相互影響が明示的には考慮されていない。しかしながら、世帯は複数の保有自動車に対して独立に意思決定を行っている訳ではなく、総合的に判断しているものと考えられる。これについては第7章、第8章にて世帯が保有する自動車間の相互影響を明示的に考慮した分析を行う。

第5章 参考文献

- de Jong, G. (1996) A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276.
- Bhat, C. R. (1996a) A hazard-based duration model of shopping activity with nonparametric baseline specification and nonparametric control for unobserved heterogeneity, *Transportation Research*, Vol. 30B, pp. 189-208.
- Bhat, C. R. (1996) A generalized multiple durations proportional hazard model with an application to activity behavior during the evening work-to-home commute, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 6, pp. 465-480.
- Bunch, D. S., Brownstone, D. and Golob, T. F. (1996) A dynamic forecasting system for vehicle markets with clean-fuel vehicles, World Transport Research, *Proceedings of the 7th World Conference on Transport Research*, Vol. 1, pp. 189-203.
- Ettema, D., Borgers, A. and Timmermans, H. (1995) Competing risk hazard model of activity choice, timing, sequencing, and duration, *Transportation Research Record* 1493, pp. 101-109.
- Hamed, M. and Mannering, F. (1993) Modeling travelers' postwork activity involvement: toward a new methodology, *Transportation Science*, Vol. 27, pp. 381-394.
- Hensher, D. (1998) The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification, In Ortuzar, J. D., Hensher, D., Jara-Diaz, S. (eds.) *Travel Behaviour Research: Updating the State of Play*, Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506.
- Hensher, D. A. and Mannering, F. L. (1994) Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol. 14, pp. 63-82.
- Kim, S. G. and Mannering, F. L. (1997) Panel data and activity duration models: econometric alternatives and applications, In Golob, T. F., Kitamura, R. and Long, L. (eds.), *Panels for transportation planning, methods and applications*, Kluwer Academic Publishers, pp. 349-374.
- Kitamura, R. (1992) A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle transactions model, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 440/IV-16, pp.13-29.
- Mannering, F., Murakami, E. and Kim, S.-G. (1994) Temporal stability of travelers' activity choice and home-stay duration: some empirical evidence, *Transportation*, Vol. 21, pp. 371-392.
- Manski, C. and Lerman, S. (1977) The estimation of choice probabilities from choice-based samples, *Econometrica*, Vol.45, No.8, pp.1977-1988.
- Mannering, F. and Winston, C. (1991) Brand loyalty and the decline of american automobile firms, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114.
- 小林潔司, 喜多秀行, 後藤忠博 (1997) ランダム効用理論に基づく滞在時間モデルに関する理論的研究, 土木学会論文集, No. 576/IV-37, pp. 43-54.

- 藤井聡, 大塚祐一郎, 北村隆一・門間俊幸 (1997) 時間的空間的制約を考慮した生活行動軌跡を再現するための行動シミュレーションの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 14, pp. 643-652.
- 森川高行, 佐々木邦明, 東力也 (1995) 観光系道路網整備評価のための休日周遊行動モデル分析, 土木計画学研究・論文集, No. 12, pp. 539-547.
- 森地茂, 兵藤哲朗, 岡本直久 (1992) 時間軸を考慮した観光周遊行動に関する分析, 土木計画学研究・論文集, No. 10, pp. 63-70.

第6章 保有意向を考慮したパネルデータを用いた自動車保有期間の分析

6.1 概説

前章では、連続時間軸上での自動車取り替え更新行動モデル構築のための基礎的な知見を得ることを目的として、世帯が保有する個々の自動車の保有期間の分析を行った。その際、断面調査による分析を行うための方法として、過去の自動車取り替え更新行動に関する回顧データを用いた自動車保有期間モデルを構築した。

自動車保有期間は交通機関選択行動や活動時間選択行動のような他の交通行動に比べて長い時間の中で行動が実施されるため、データの収集が困難であり、調査の方法、および分析方法に注意が必要である。回顧データを用いる場合には、過去の行動に関する記憶の忘却が存在するため、過去の自動車取り替え更新行動ほど報告漏れが生じやすい。よって、自動車保有期間が長いほど報告漏れが生じやすいというバイアスが生じる。前章では報告モデルを構築することにより、報告漏れによるバイアスを補正する形でモデルの推定を行った。しかしながら、自動車保有期間に影響を与える要因については、本来ならば自動車を購入した時点からのデータを必要とするものの、自動車取り替え更新行動と同様に記憶の忘却が存在するため、過去の時点での情報が得られなかった要因については調査時点での値を用いざるを得なかった。また、報告がなされていたとしても、過去の事象に関する記憶は往々にして不正確になる可能性が高い。本章では、回顧調査による問題点を回避し、より精緻なモデルの構築を目的として、パネル調査によって得られたデータを用いた分析を行う。

パネル調査においては、調査の対象期間中の自動車取り替え更新行動、及び世帯属性や運転者属性等の変化をより正確に観測することが可能となる。しかしながら、自動車保有期間に対してパネル調査期間が十分長い場合は稀である。よって、パネル調査期間中の自動車取り替え更新行動のみを用いてモデル化を行う場合には、数多く存在する取り替え更新行動が観測されないケースも含めたモデルの推定を行う必要がある。本研究でも、1年の間隔で行われた2時点のパネル調査によって得られたデータを用いた分析を行うため、全ての世帯が調査期間中に取り替え更新行動を行っている訳ではない。本研究では、取り替え更新行動を行っていない世帯についても、パネル調査の開始時点で既に保有されている自動車について調査が開始されるまで取り替え更新行動が行われなかったという情報、および、調査終了時点でも取り替え更新行動が行われていないという情報を用いることにより、モデル推定のための有効なデータとして取り扱う。

世帯における自動車保有期間は、様々な要因によって決定される。購入当初から、一定期間保有したら次の自動車に買い替えようと予定している場合もあれば、事故や故障によって突然買い替える場合も考えられる。これらの様々な要因は、予定要因と予定外要因とに大別することが可能である。ここで、予定要因とは、世帯が自動車を購入する際に予定していた、将来の

取替更新行動を決定する要因を指す。一方、予定外要因とは、世帯が自動車を購入する時点では予期していなかった要因であり、予期せぬ故障などによる買い替えなどがこれら要因による。将来の自動車保有行動を考えるにあたり、予定要因と予定外要因を考慮した分析を行い、それぞれの要因が自動車保有期間に与える影響を把握する必要があると考えられる。本研究では保有期間モデルと保有予定期間モデルを構築し、両モデル間の相違から保有期間に対する予定外要因の影響について統計的な推察を行う。自動車保有期間は、予定要因と予定外要因の両者によって決定される一方で、保有予定期間は、保有している自動車についての将来の取替更新行動に関する意向であり、予定要因のみによって決定され、予定外要因の影響を受けない。よって、保有期間モデルと保有予定期間モデルの差が環境の変化や嗜好の変化といった予定外要因の影響を示すものとなる。

一方、自動車保有行動は、合理的経済的判断だけでなく、ステータスシンボルやライフスタイルといった観測困難な要因に影響を受けることが呉他(1999)の研究でも明らかとなっている。自動車保有期間の分析を行なう際には、このような非観測異質性を考慮することで、より精度の高い分析が可能になるものと考えられる。本章では、このような非観測異質性は保有予定期間と実際の保有期間にともに影響を及ぼし、その影響は正の相関を持つものと仮定することにより、mass point modelを適用した分析を行う。

6.2 データの概要

本章で用いるデータは前章と同様に、米国カリフォルニア州のサンディエゴ地域を除く都市部において実際された世帯調査によって得られたパネルデータに基づくものである(Bunch et al., 1995; Golob et al., 1996)。第1階調査は1993年に実施され、第2回調査は1994年、第3回調査は1996年に実施されている。本章では第1回調査と第2回調査で得られたデータを用いた分析を行う。第1階調査、および第2回調査のいずれの調査にも回答したサンプルは2,857世帯であった。

第1回調査では、世帯属性や日常の通勤通学行動を含む世帯構成員の全ての個人の属性に加えて、第1回調査時点で保有していた自動車の属性、調査以前に保有していた自動車の属性、および調査時点以後の自動車取り替え更新行動意向についてのデータが得られている。一方、第2回調査では、第1回調査以後の実際の自動車取り替え更新行動の時期や種類、世帯属性や世帯構成員の個人属性の変化についてのデータを得ている。

本章は、実際の自動車保有期間と保有予定期間を同時にモデル化することによって自動車保有期間に与える予定要因と予定外要因の影響を把握することを目的とするものである。本パネル調査では、第1回調査時に世帯が保有していた各自動車について、第1回調査時点での保有予定期間、及び第2回調査までの実際の保有期間(第2回調査時点においても当該自動車が保有されている場合には、保有期間が第2回調査時点までの期間より長いという打ち切りを含む保有期間)のいずれもが観測されている。よって、本研究では第1回調査時点で世帯が保有し

ていた各自動車を対象とし、自動車保有期間モデルと自動車保有予定期間モデルの両者に同一のサンプルを用いた分析を行う。

第1回調査においては、世帯が予定している次の自動車取り替え更新行動意向として、その時期および取り替え更新行動種類について回答を得ている。取り替え更新行動種類としては、保有自動車のうちの1台の買い替え、破棄、および追加購入があり、複数台保有世帯が買い替えや破棄を行う場合にはどの自動車について取り替え更新行動を行うかについても回答を得ている。取り替え更新行動を行う時期については、1年未満、1年から2年、3年から4年、5年以上の4つの期間からの選択という形で回答を得ている。保有予定期間モデルを構築する上では、より具体的な取り替え更新行動時期について回答を得ることによってモデルのパラメータ推定に反映させるということも考えられる。しかしながら、将来の自動車取り替え更新行動予定についてそのような詳細な時期を意識しているとは考えられず、そのようなデータを得たとしても信頼性が低くなり、モデルの推定精度が低下する可能性も考えられる。

将来の自動車取り替え更新行動に関しては、次に予定しているもののみについて回答を得ているため、全ての保有自動車について保有予定期間が回答されている訳ではない。次の取り替え更新行動予定が買い替えや破棄の場合、その他の保有自動車については保有予定期間がその取り替え更新行動時期以降という意向であると解釈し、次の取り替え更新行動予定が追加購入の場合、全ての保有自動車について保有予定期間がその取り替え更新行動時期以降という意向であると解釈し、各保有自動車について保有予定期間の特定を行った。よって、第1回調査時点で保有されている各自動車の保有予定期間は、次の取り替え更新行動予定が当該自動車に関する買い替えか破棄でかつ取り替え更新行動予定時期が1年未満、1年から2年、3年から4年の場合には有限期間で表されるのに対して、次の取り替え更新行動予定が当該自動車以外の買い替えか破棄の場合、あるいは追加購入の場合、取り替え更新行動予定時期が5年以上の場合には保有予定期間が下限のみを持つ半有限期間として表される。

分析に用いたサンプル数は2,688台分の保有予定期間、および同数の保有期間に関するデータである。これらのサンプルのうち、565台(21%)について実際に買い替えや破棄が行われた。一方、残りの2,123台(79%)の自動車については、第2回調査時においても世帯が保有しており、保有期間に関しては第2回調査時点までよりも長いという情報のみを得られた。

生存時間解析手法を用いた分析においては、このような、保有期間が完全に観測できないケースを含んだ形であってもバイアスを生じさせることなくパラメータの推定が可能である。今後、より長期的なパネル調査を実施することにより、完全な保有期間データを得られる可能性が高まりモデルの推定精度の向上も考えられる。

6.3 自動車保有期間・保有予定期間同時モデルの概要

本研究では、世帯が保有する自動車の保有期間と保有予定期間の双方を生存時間として捉え、生存時間解析手法を適用した分析を行う。

前節で述べたように、保有期間と保有予定期間のいずれについても第1回調査時に世帯が保有していた自動車を対象としたモデルを構築する。保有期間に関しては、第2回調査時点までに世帯が当該自動車を手放しているケースと第2回調査時点でも依然として保有されているケースの2通りのケースが存在する。第2回調査時点以前に買い替えや破棄が行われた自動車については、保有期間が第1回調査時までの期間、 v 、以上という条件の下で、自動車保有期間が t であることが観測された条件付確率密度を以下の式で表す。

$$\Pr[t + dt > T \geq t | T \geq v] = \frac{f(t)}{S(v)}. \quad (6.1)$$

ただし、 $f(t)$ は確率密度関数を表し、 $S(t)$ は生存関数を表す。

一方、第2回調査時点でも世帯が依然として保有している自動車については、保有期間が第1回調査時までの期間、 v 、以上という条件の下で、保有期間が t 以上であることが観測された条件付確率を以下の式で表す。

$$\Pr[T \geq t | T \geq v] = \frac{S(t)}{S(v)}. \quad (6.2)$$

同様に、保有予定期間については、第1回調査時点の各保有自動車に関して、保有予定期間が第1回調査から1年未満、1年から2年、3年から4年という形の有限期間で表されるケースと、下限のみを持つ半有限期間として表されるケースが存在する。保有予定期間が第1回調査時までの期間、 v 、以上という条件の下で、保有予定期間が t_1 から t_2 までの期間であることが観測された条件付確率を以下の式で表す。

$$\Pr[t_2 > T \geq t_1 | T \geq v] = \frac{S(t_1) - S(t_2)}{S(v)}. \quad (6.3)$$

保有予定期間が第1回調査時までの期間、 v 、以上という条件の下で、保有期間が t 以上の期間であることが観測された条件付確率は、実際の保有期間の場合と同様に式(6.2)で表される。保有期間、及び保有予定期間を表す確率分布形としては指数分布、ワイブル分布、一般化ガンマ分布、対数ロジスティック分布、対数正規分布、ゴンペルツ分布等、複数の確率分布形の適用が考えられるものの、自動車保有期間に関する前章での分析結果より、本章では保有期間、及び保有予定期間のいずれにもワイブル分布を適用した分析を行う。生存時間モデルに影響を及ぼす要因をモデルに取り入れる方法として、比例ハザードモデルと加速モデルの2つの方法がある。前章ではハザード関数の比率に関する制約を避けるため加速モデルを用いた分析を行

ったものの、ワイブル分布を適用する場合には加速モデルと比例ハザードモデルは一致する。本章では以下のハザード関数を用いて要因をモデルに取り入れることとする。

$$h(t|X) = \gamma t^{\gamma-1} \exp(-\beta X) \quad (6.4)$$

ただし、 γ は形状パラメータ、 β はパラメータベクトル、 X は影響要因のベクトルを表す。

同一自動車に関する実際の保有期間と保有予定期間との間の相関を考慮するために、本研究では保有期間と保有予定期間に共通の非観測異質性の存在を仮定したモデル化を行う。

同一の被験者に対する SP (stated preference) 調査と RP (revealed preference) 調査の回答間に存在する共通の非観測異質性や、パネル調査による複数時点での同一の交通行動に関する回答間に存在する共通の非観測異質性をモデルに取り入れる方法として、これまでの研究では主に mixing distribution model と mass point model が用いられてきた(Heckman and Willes, 1977; Dunn et al., 1987; Uncles, 1987; Kitamura and Bunch, 1990; Meurs, 1993; Abdel-Aty et al., 1995; 西井他, 1995; 杉恵他, 1996)。mixing distribution model は非観測異質性が何らかの分布形を持つと仮定するのに対して、mass point model では非観測異質性を有限個の離散点によって表現する。そのため、分布形に関して前もって仮定を設ける必要がない。非観測異質性について理論的に分布形を仮定できない場合、あるいは非観測異質性が複数のセグメントとして捉える事が可能な場合には、mass point model の適用が効果的であると考えられる。本研究では自動車保有期間に関する世帯間の異質性は、常に新車を購入し 2,3 年保有する毎に次々と買い替えを行う世帯や 1 台の自動車をスクラップになるまで長く保有する世帯の存在など、正規分布等の確率分布に従うというよりは自動車保有期間に対する異なった傾向を持つ複数のセグメントとして捉える事が可能であると考え、mass point model を適用したモデル化を行う。

mass point model においては、要因パラメータの定数項が確率的に有限個の離散値をとることによって表現される。非観測異質性が J 個の離散点によって表現されると仮定する場合には、以下の式が成り立つ。

$$\begin{aligned} \sum_{j=1}^J p_j &= 1, \\ p_j &> 0, j = 1, 2, \dots, J \end{aligned} \quad (6.5)$$

ただし、 p_j は非観測異質性が j 番目の値をとる確率を表す。この確率は全サンプル中で各々の値をとるセグメントの構成比率を表すものと解釈することが可能である。

ここで、非観測異質性がとる j 番目の値が保有期間モデルおよび保有予定期間モデルにおいて、それぞれ δ_{aj} , δ_{bj} で表されるとすると、非観測異質性が j 番目の値をとる場合の保有期間モデ

ル、および保有予定期間モデルのハザード関数は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} h_a(t_a|X, \delta_{aj}) &= \gamma_a t_a^{\gamma_a-1} \exp(-\beta_a X - \delta_{aj}) \\ h_b(t_b|X, \delta_{bj}) &= \gamma_b t_b^{\gamma_b-1} \exp(-\beta_b X - \delta_{bj}) \end{aligned} \quad (6.6)$$

ただし、 h_a , h_b はそれぞれ保有期間モデル、および保有予定期間モデルのハザード関数を表す。

以上より、mass point model を適用した場合の尤度関数は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} L = \sum_{j=1}^J p_j &\left(\frac{f_a(t_a|X, \delta_{aj})}{S_a(v|X, \delta_{aj})} \right)^{d_a} \left(\frac{S_a(t_a|X, \delta_{aj})}{S_a(v|X, \delta_{aj})} \right)^{1-d_a} \\ &\times \left(\frac{S_b(t_{b1}|X, \delta_{bj}) - S_b(t_{b2}|X, \delta_{bj})}{S_b(v|X, \delta_{bj})} \right)^{d_b} \left(\frac{S_b(t_b|X, \delta_{bj})}{S_b(v|X, \delta_{bj})} \right)^{1-d_b} \end{aligned} \quad (6.7)$$

ただし、 f_a および S_a は保有期間の確率密度関数、および生存関数を表し、 S_b は保有予定期間の生存関数を表す。また、 d_a は当該自動車が第 2 回調査時点までに手放されている場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数、 d_b は保有予定期間が有限期間で表される場合に 1、それ以外の場合に 0 をとるダミー変数を表す。

6.4 推定結果

6.2 で述べたデータに対し、6.3 で述べたモデルを適用してパラメータを推定した。推定に用いた説明変数の定義を表 6-1 に、得られた推定結果を表 6-2 に示す。モデルは保有期間と保有予定期間のいずれのモデルにおいても 2 つの離散点を持つ mass point によるものである。

非観測異質性を考慮しない場合の最終尤度は -5257.2 であるのに対して、非観測異質性を考慮した場合の最終尤度は -5211.3 となっており、両モデル間の χ^2 値は 92.6 (自由度 3) と、1% の有意度で非観測異質性を考慮することでモデルの推定精度が向上していることが示された。また、 $\delta_1 = \delta_2$ という帰無仮説に対する t 検定値は保有期間においては 19.36、保有予定期間においては 34.38 といずれの場合においても棄却される。よって非観測異質性は保有期間、および保有予定期間の両者に影響を及ぼしていることが示された。

同様に 3 つの離散点を持つ mass point model を推定した結果、最終尤度は 2 つの離散点を持つ mass point model と比較して 10.0 向上した。これは χ^2 値で 20.0 (自由度 3) となり、統計的に有意なものである。しかしながら、3 番目の離散点をとる確率が 0.026 と 3% 未満という結果となり、2 つの離散点でほぼ全体の非観測異質性が説明できていることが示された。よって本章では 2 つの離散点を持つ mass point model の結果の解釈を行う。

表 6-1 説明変数の定義

変数	定義
自動車属性	
2 ドアクーペ	1: 車種が 2 ドアクーペの時, 0: それ以外の時
スポーツカー	1: 車種がスポーツカーの時, 0: それ以外の時
ユーティリティ車	1: 車種がバン, トラック, スポーツユーティリティの時, 0: それ以外の時
年間走行距離ダミー	1: 年間走行距離が 15,000 mile 以上の時, 0: それ以外の時
車齢	購入時の車齢
中古車	1: 中古車として購入された自動車の時, 0: それ以外の時
リース, 社用車	1: リース車, あるいは社用車の時, 0: それ以外の時
世帯属性	
子供ダミー	1: 世帯内に子供がいる時, 0: それ以外の時
保有台数	世帯が保有する自動車台数
賃貸住宅ダミー	1: 賃貸住宅に居住している時, 0: それ以外の時
駐車場ダミー	1: 世帯が保有する敷地内に駐車可能の時, 0: それ以外の時
高収入ダミー	1: 世帯の年間収入が \$125,000 以上の時, 0: それ以外の時
メインドライバー属性	
年齢	(実数)
自営業ダミー	1: 職業が自営業の時, 0: それ以外の時
セールスダミー	1: 職業が外回りのセールスの時, 0: それ以外の時

表 6-2 自動車保有期間および保有予定期間同時選択モデル

	保有期間		保有予定期間		
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	t-stat. ⁺⁺⁺
自動車属性					
2 ドアクーペ	0.157	3.15	0.040	0.81	-1.79
スポーツカー	0.117	2.28	0.141	2.83	0.34
ユーティリティ車	0.157	3.16	0.292	6.49	2.06
年間走行距離ダミー	-0.244	-5.07	-0.299	-7.03	-0.87
車齢	-0.015	-1.83	-0.015	-2.33	0.00
中古車	-0.721	-14.74	-0.392	-8.79	5.05
リース, 社用車	-1.104	-21.47	-0.582	-11.66	7.35
世帯属性					
子供ダミー	-0.051	-1.22	-0.109	-2.35	-0.96
保有台数	-0.112	-3.07	0.217	6.67	6.98
賃貸住宅ダミー	-0.102	-2.12	-0.323	-7.38	-3.48
駐車場ダミー	-0.119	-2.34	-0.326	-6.73	-2.94
高収入ダミー	-0.352	-6.73	0.028	0.64	5.59
メインドライバー属性					
年齢	0.017	5.27	0.0047	2.17	-3.36
自営業ダミー	0.215	4.19	0.0082	0.20	-3.29
セールスダミー	-0.095	-1.77	-0.280	-5.40	-2.48
δ_1	6.889		7.767		
δ_2	4.524	34.48 ⁺	6.570	19.36 ⁺	
v_2^*	-1.313		-1.313		
γ	1.317	9.89 ⁺⁺	1.664	25.52 ⁺⁺	8.82
サンプル数			2688		
L(C) ^{**}			-5389.6		
L(β_c) ^{***}			-5257.6		
L(β)			-5211.3		
-2[L(C)-L(β)] (df)			356.6(33)		
-2[L(β_c)-L(β)] (df)			92.6(3)		

$$* \quad p_j = \exp(v_j) / \sum_k \exp(v_k) \quad \text{ただし, } v_1 = 0.$$

** $\delta_1 (= \delta_2)$ および γ 以外の全てのパラメータを 0 に固定した場合の尤度

*** 共通の非観測異質性の存在を仮定しない ($\delta_1 = \delta_2$) 場合の尤度

+ $H_0: \delta_1 = \delta_2$.

++ $H_0: \gamma = 1$.

+++ $H_0: \beta_a = \beta_b$

はじめに, δ_1 と δ_2 を比較した場合, δ_1 は保有期間と保有予定期間のいずれの場合にも δ_2 より大きくなっており, 保有期間と保有予定期間に関する非観測異質性は正の相関を持つことが示された. すなわち, 実際の保有期間か保有に関する意向かに関わらず, 保有する自動車を長く保有しようとするセグメントとより頻繁に買い替えを行おうとする 2 つのセグメントの存在が確認された. また, 非観測異質性が各離散点をとる確率は 0.788 と 0.212 と推定された. これより, サンプルの自動車の約 80% は平均より長く保有される傾向があるのに対して約 20% の自動車は平均より保有期間が短くなる傾向があることが示された.

形状パラメータの推定結果を見ると, 保有期間の場合には 1.317, 保有予定期間の場合には 1.664 と推定された. いずれの値も 1 に対して有意に大きく保有期間と保有予定期間の両者に正の時間依存性が確認された. しかしながら, 保有期間の場合の形状パラメータは保有予定期間の形状パラメータより小さく, その差は統計的に有意であることが確認された. すなわち, 保有期間は保有予定期間に比べて時間依存性が低いという結果が得られた. この結果は保有予定期間の決定の際には考慮されていなかった世帯属性の変化や予想外の環境の変化等, 時間依存性を持たない要因が, 保有予定期間の決定の際にも考慮されていた要因に加えて保有期間の決定に影響を与えているため, 結果的に保有期間の時間依存性が低くなることを意味するものと考えられる.

説明変数について見ると, 保有期間の場合と保有予定期間の場合の両方についてリース, 社用車ダミーが有意に負の値を示しており, 保有期間の方が保有予定期間よりも絶対値が大きい.

リース車や社用車はより安価に買い替えが行われるために、保有予定及び実際の保有期間のいずれについてもその期間が短くなることを示しているものと考えられる。実際、リース車の場合には予め設定されたリースの期限が来ると買い替えや破棄が行われる可能性が高い。今回の推定に用いたデータには残念ながらリース期間に関する情報が含まれていないためそのような可能性を検証することは不可能であった。しかしながらリース車はその他の自動車とは全く違った保有期間分布を持つ可能性があるため、リース車を除いてモデルの再推定を行った結果、表6-2とほぼ同一の結果が得られた。一方、十分なサンプル数が得られなかったため、リース車のみを対象としたモデルは推定できなかった。近年、自動車保有の形態として初期投資額の少ないリース契約による形態が増加傾向を見せており、今後の自動車保有行動を考える上でリース車の特殊性を十分考慮した分析が必要となってくるものと考えられる。

中古車ダミーも保有期間と保有予定期間の両方で有意に負の推定値が得られており、保有期間の方が保有予定期間より絶対値が大きい。保有期間と保有予定期間の間の推定値の差は、中古車が保有を予定していた期間よりも短い期間しか保有されないことを示しているものと考えられる。すなわち、中古車は故障等の予期しなかった要因により実際の保有期間が短縮される可能性があることを意味するものと考えられる。

年間走行距離ダミーは保有期間と保有予定期間の両方で有意に負の推定値が得られており、その推定値は保有期間と保有予定期間で差がない。すなわち、年間走行距離が長く、利用度の高い自動車は短い保有期間を予定されており、実際にも保有期間が短くなることを示している。

高収入ダミーは保有期間の場合に負の推定値を持っている一方で、保有予定には影響を与えていない。この結果は、収入は将来の自動車取り替え更新行動予定には影響を与えないものの、高収入世帯ではより早い買い替え等の予定変更を容易に行うだけの金銭的余裕があるため、実際の保有期間はその他の収入世帯に比べて早くなるという可能性を示していると考えられる。

最後に、メインドライバーの年齢は保有期間と保有予定期間の両者に有意に正の影響を持っており、保有期間の方が推定値の絶対値は大きい。この結果はメインドライバーが年齢が低い場合には、ライフステージや自動車保有行動に影響を及ぼすその他の要因が変化しやすいため、自動車の買い替えが頻繁に行われることを示すものと考えられる。

6.5 結語

本章では、前章で分析で懸念された回顧調査による問題点を回避し、より精緻なモデルの構築を目的として、パネル調査によって得られたデータを用いた自動車保有期間の分析を行った。通常、パネル調査の期間は自動車保有期間よりも短いことが多く、パネル期間中の自動車取り替え更新行動のみを用いてモデル化を行う場合には、取り替え更新行動が観測されないケースも含めた形でモデルの推定を行う必要がある。本章ではこのような観測の打ち切りを含むデータを用いて効率的にパラメータを推定する方法を構築した。

また、自動車保有期間に及ぼす影響要因の構造を把握するためにパネル調査によって観測さ

れた実際の保有期間と調査によって回答を得た事前の保有予定期間のデータを用いて自動車保有期間と保有予定期間の両者をモデル化した。自動車保有期間の決定に対しては、予め予定していた予定要因と事前には予定していなかった予定外要因の両方が影響を与えると考えられるのに対して、保有予定期間には両要因のうち、予定要因のみが影響を与えているものと考えられる。よって、両モデルを比較することによって保有期間に及ぼす予定要因と予定外要因の影響を分離することを試みた。

さらに、自動車保有行動に影響を及ぼすと考えられる、ステータスシンボルやライフスタイルといった観測困難な要因を考慮するために、mass point model を適用し、複数の潜在的なセグメントの存在を仮定した分析を行った。

米国カリフォルニア州で得られたパネルデータに基づくモデルの推定結果より、リース車や社用車、中古車は保有期間が短くなるという結果が得られた。これらの結果は前章での回顧データを用いた得られた知見と整合的なものであり、本章でその影響が改めて確認される結果となった。

非観測異質性に関する推定結果からは、自動車保有行動に関してほぼ2つのセグメントが存在すること、および非観測異質性には保有期間、および保有予定期間の両者に影響を及ぼしていることが示された。また、サンプルの自動車の約80%は平均より長く保有される傾向があるのに対して約20%の自動車は平均より保有期間が短くなる傾向があることが示された。

形状パラメータの推定結果からは、保有期間と保有予定期間のいずれにも正の時間依存性が存在するものの、保有予定期間の決定の際には考慮されていなかった世帯属性の変化や予想外の環境の変化等、時間依存性を持たない要因が、保有予定期間の決定の際にも考慮されていた要因に加えて保有期間の決定に影響を与えているため、結果的に保有期間の時間依存性が低くなることを意味する結果が得られた。

本章の分析では、第5章の分析と同様に、同一世帯が保有する各自動車を独立なデータと仮定して分析を行った。世帯間の非観測異質性のうち、保有期間と保有予定期間で相関を持つ部分については今回のモデル化でも非観測異質性として考慮されているものの、保有期間のみ、あるいは保有予定期間のみに影響を及ぼす非観測異質性については今回のモデルでは考慮されていない。そのような非観測異質性の影響は本章でのmass point modelを用いた分析手法を拡張することで理論的には考慮可能である。しかしながら、推定計算が不安定になる可能性もあり、そのような拡張は今後の課題である。

また、今回の推定では時間依存性はサンプル間で共通としたものの、これについても異質性が存在することが考えられる。この点に関するモデルの拡張も今後の課題である。

第6章 参考文献

- Abdel-Aty, M. A., Kitamura, R. and Jovanis, P. P. (1995) Investigating the effect of travel time variability on route choice using repeated-measurement stated preference data, *Transportation Research Record*, No. 1493, pp. 39-45.
- Bunch, D. S., Brownstone, D. and Golob, T. F. (1995) A dynamic forecasting system for vehicle markets with clean-fuel vehicles, *World Transport Research, Proceedings of the 7th World Conference on Transport Research*, Vol. 1, pp. 189-203.
- Dunn, R., Reader, S. and Wrigley, N. (1987) A nonparametric approach to the incorporation of heterogeneity into repeated polytomous choice models of urban shopping behavior, *Transportation Research A*, Vol. 21A(4/5), pp. 327-343.
- Golob, T. F., Kim, S. and Ren, W. (1996) How households use different types of vehicles: a structural driver allocation and usage model, *Transportation Research*, Vol. 30A, No. 2, pp. 103-118.
- Heckman, J. J. and Willis, R. (1977) A beta-logistic model for the analysis of sequential labor force participation by married women, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, pp. 27-58.
- Kitamura, R. and Bunch, D. S. (1990) Heterogeneity and state dependence in household car ownership: A panel analysis using ordered-response probit models with error components, In: Koshi, M. (ed.) *Transportation and Traffic Theory*, Elsevier Science Publishing, New York, pp. 477-496.
- Meurs, H. (1993) A panel data switching regression model of mobility and car ownership, *Transportation Research A*, Vol. 27A, pp. 461-476.
- Uncles, M. D. (1987) A beta-logistic model of mode choice: Goodness of fit and intertemporal dependence, *Transportation Research B*, Vol. 21B(3), pp. 195-205.
- 呉戈, 山本俊行, 北村隆一 (1999) 保有意識の因果構造を考慮した自動車保有選好モデル, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 553-560.
- 杉恵頼寧, 張峻屹, 藤原章正 (1996) Mass Point 手法により非観測異質性を考慮した交通機関選択のダイナミックモデル, 土木計画学研究・論文集, No. 13, pp. 623-632.
- 西井和夫, 北村隆一, 近藤勝直, 弦間重彦: 観測されていない異質性を考慮した繰り返しデータに関するパラメータ推定法: Mass Point Model と Mixing Distribution Model, 土木学会論文集, No.506/IV, pp.25-33, 1995.

第7章 属性の変化による影響と取り替え更新行動間の相互影響を考慮した世帯の自動車取り替え更新行動の分析

7.1 概説

従来から、世帯の自動車保有に関する分析は数多く、我が国においても、ライフサイクルステージが自動車保有に及ぼす影響を分析したもの（森地他，1984；佐佐木他，1986）や、買い替えのつながりを表わす保有系列という概念を用いた分析（青島他，1991；石田他 1994）が行われている。しかしながら、前者の分析においては、1 断面における自動車保有状態をモデル化の対象としており、世帯のライフサイクルステージの変化、及びそれに対応する自動車保有状態の変更が時間軸上でどのような関係となるのかについての分析が不可能である。一方、後者の分析においては時間軸を考慮した分析が行われているものの、定量的なモデル構築までには至っていない。安藤他（1997）は最近引越しを行った世帯を対象として、住宅立地の郊外化が自動車複数保有化に及ぼす影響を分析している。この分析では、離散選択モデルを適用し自動車保有状態の変化をモデル化しているが、住宅立地の変化と自動車保有状態の変化の時間的な関係については考慮されていない。

本研究は、ある時点における世帯の自動車保有状態は、それまでの世帯の自動車取り替え更新行動の結果である、との観点（Kitamura, 1992）から、時間軸上における世帯の自動車取り替え更新行動の分析を行うことを目的とするものである。その際、生存時間解析手法（Hensher and Mannering, 1994）を適用する事によって、取り替え更新行動モデルを構築する。生存時間解析手法を自動車保有に適用した分析としては、Mannering and Winston (1991), Gilbert (1992), de Jong (1996), Hensher (1998)の研究がある。これらの研究では、自動車保有行動の時間依存性や、保有車種、世帯属性、個人属性が自動車保有行動に及ぼす影響が定量的に把握されているものの、各自動車の保有期間や複数回の自動車取り替え更新行動が独立にモデル化されており、それらの相互影響は考慮されていない。

時間軸上において、複数回の自動車取り替え更新行動を世帯が行う場合、それらの取り替え更新行動は独立に行われるわけではなく、互いに大きな影響を及ぼしているものと考えられる。また、世帯の状態変化が自動車取り替え更新行動に与える影響は、その種類、時期によって、非常に大きいものと考えられる。Kitamura (1987)を始めとする自動車保有状態のパネル分析では、複数時点間での保有台数や自動車利用の間に遅れ効果や状態依存効果等の影響の存在が明らかとなっている。さらに、Kitamura (1989)では、属性値の変更を表す変数を説明変数に加えた加えた分析を行っており、世帯内の免許保有者数や世帯収入に関して、増えた場合と減った場合ではその影響が異なるという結果を得ている。しかしながら、生存時間解析手法を適用したこれまでの研究ではこのような属性値の変化による影響は十分考慮されていない。本研究では、直前の取り替え更新行動や世帯の状態変化が、次の取り替え更新行動に与える影響を明示的に考慮した分析を行いその影響を明らかにする。

7.2 時間軸上での世帯の自動車取り替え更新行動

世帯の自動車取り替え更新行動は、買い替え、追加購入、買い替えを伴わない売却（以降では、破棄と呼ぶ）の3種類の行動からなり、それらの行動結果として、自動車保有台数は、それぞれ、現状維持、1台増加、1台減少となる（図7-1）。自動車を保有する世帯には、これら3種類の自動車取り替え更新行動の可能性が同時に存在する。本研究では、世帯は取り替え更新行動を行う時期、および、その種類を選択することで、自動車保有状態を変更させていくものとする。世帯が複数の自動車を保有している場合、買い替え、破棄については、どの自動車を手放すかについての選択も含まれる。図7-1に示されるように、世帯における自動車取り替え更新行動は、個々の自動車の保有開始時期と保有期間の積み重ねによって表現することが可能である。

本研究では、世帯の取り替え更新行動間隔を生存時間と捉え、生存時間解析手法を用いた自動車取り替え更新行動の分析を行う。その際、取り替え更新行動種類の選択に関して競合危険の考え方を適用し、競合危険モデルによって取り替え更新行動をモデル化することによって、取り替え更新行動の種類、及び行動時期を同時に予測することが可能となる。

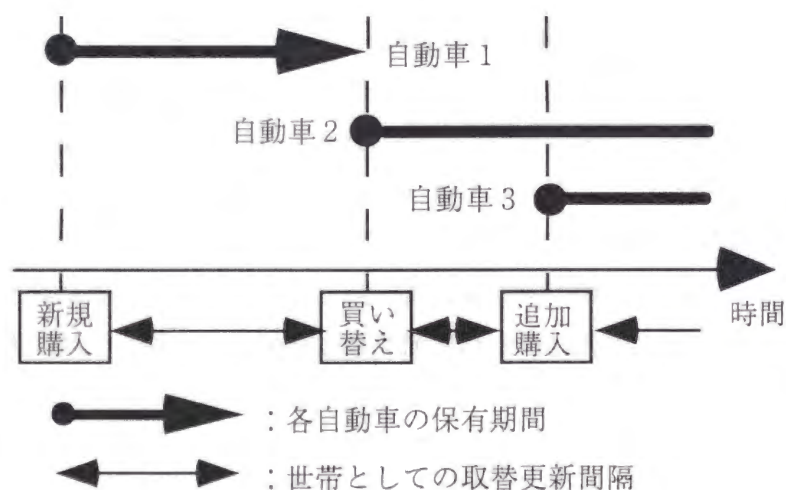


図7-1 時間軸上での自動車取り替え更新行動

7.3 自動車取り替え更新行動モデル

取り替え更新行動間隔を表わす確率変数を T で表わすと、 T がある一定の経過期間 t 以上である確率を表わす、生存関数 $S(t)$ は以下の式で表わされる。

$$S(t) = \Pr(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (7.1)$$

ただし、 $F(t)$ は累積分布関数を表わす。

また、時点 t まで事象が発生していないという条件下で時点 t の瞬間に事象が発生するという条件付き確率密度を表わす、ハザード関数 $h(t)$ は、以下の式で表わされる。

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t + \Delta t > T \geq t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (7.2)$$

ただし、 $f(t)$ は確率密度関数を表わす。ハザード関数と生存関数の関係は、以下の式で表わされる。

$$S(t) = \exp\left\{-\int_0^t h(t) dt\right\} \quad (7.3)$$

本研究では、世帯の取り替え更新行動として、買い替え、追加購入、破棄の3種類の行動を考え、それらが生起する確率が同時に存在するものとする。生存時間解析手法では、このような、事象を生起させる複数の要因を競合危険と呼ぶ。それらの競合危険が互いに独立であると仮定することにより、ハザード関数 $h(t)$ は、以下の式で示されるように線形和によって表わすことが出来る。

$$h(t) = \sum_k (h_{rk}(t) + h_{dk}(t)) + h_a(t) \quad (7.4)$$

ただし、 $h_{rk}(t)$ 、 $h_{dk}(t)$ 、 $h_a(t)$ はそれぞれ、保有自動車 k の買い替え、破棄、および、追加購入を表わすハザード関数である。世帯の自動車取り替え更新行動の生存関数 $S(t)$ は、式(7.3)、(7.4)より、式(7.5)に示すように、各取り替え更新行動の生存関数の積で表わすことが出来る。

$$S(t) = \prod_k \{S_{rk}(t) \times S_{dk}(t)\} \times S_a(t) \quad (7.5)$$

ただし、 $S_{rk}(t)$ 、 $S_{dk}(t)$ 、 $S_a(t)$ はそれぞれ、保有自動車 k の買い替え、破棄、および、追加購入に関する生存関数であり、以下の式で表わされる。

$$\begin{aligned}
S_{rk}(t) &= \exp\left\{-\int_0^t h_{rk}(t)dt\right\} \\
S_{dk}(t) &= \exp\left\{-\int_0^t h_{dk}(t)dt\right\} \\
S_a(t) &= \exp\left\{-\int_0^t h_a(t)dt\right\}
\end{aligned} \tag{7.6}$$

よって、時点 t に各々の取り替え更新行動を行う確率密度関数 $f_{rk}(t)$, $f_{dk}(t)$, $f_a(t)$ は、以下の式で表わされる。

$$\begin{aligned}
f_{rk}(t) &= h_{rk}(t)S(t) \\
f_{dk}(t) &= h_{dk}(t)S(t) \\
f_a(t) &= h_a(t)S(t)
\end{aligned} \tag{7.7}$$

各取り替え更新行動を表わす分布としては、指数分布、ワイブル分布、一般化ガンマ分布、対数正規分布、対数ロジスティック分布等の複数の分布を適用する事が考えられる。本研究では、第3章での結果に基づき、ワイブル分布を適用し、ハザード関数を以下のように定式化した。

$$\begin{aligned}
h_{rk}(t) &= \gamma_r t^{\gamma_r-1} \exp(-\beta_r X_k) \\
h_{dk}(t) &= \gamma_d t^{\gamma_d-1} \exp(-\beta_d X_k) \\
h_a(t) &= \gamma_a t^{\gamma_a-1} \exp(-\beta_a X)
\end{aligned} \tag{7.8}$$

ただし、 γ_r , γ_d , γ_a は時間依存性を表わす未知パラメータであり、1 より大きい(小さい)場合、ハザード関数は時間とともに増大(減少)するため、取り替え更新行動の時間依存性を考慮することが可能である。また、 β_r , β_d , β_a は未知パラメータベクトル、 X , X_k は説明変数ベクトルを表わす。式(7.8)において、 t は各取り替え更新行動の基準時点からの経過時間を表わしており、買い替え、破棄については当該自動車の購入時点、追加購入については最後に取り替え更新行動が行われた時点を経験時点とした。観測開始時点 t_0 において、既に各取り替え更新行動の基準時点から時間が経過していることを考慮し、 t_0 までに、取り替え更新行動が行われていないという条件付き確率を用いて、観測開始時点からの取り替え更新行動の生存関数を以下の式で表わす。

$$\begin{aligned}
S(t|t_0, \{t_k\}, t_z) &= \prod_k \left\{ \frac{S_r(t-t_k|X_k)}{S_r(t_0-t_k|X_k)} \right. \\
&\quad \times \left. \frac{S_d(t-t_k|X_k)}{S_d(t_0-t_k|X_k)} \right\} \times \frac{S_a(t-t_z|X)}{S_a(t_0-t_z|X)}
\end{aligned} \tag{7.9}$$

ただし、 t_k は保有自動車 k の購入時点を表わし、 t_z は t_0 以前に行われた最後の取り替え更新行動時点を表わす。以上より、尤度関数は以下の式で表わされる。

$$\begin{aligned}
L &= \prod_k \left\{ h_r(t-t_k)^{\delta_{rk}} \times \frac{S_r(t-t_k|X_k)}{S_r(t_0-t_k|X_k)} \right. \\
&\quad \times h_d(t-t_k)^{\delta_{dk}} \times \left. \frac{S_d(t-t_k|X_k)}{S_d(t_0-t_k|X_k)} \right\} \\
&\quad \times h_a(t-t_z)^{\delta_z} \times \frac{S_a(t-t_z|X)}{S_a(t_0-t_z|X)}
\end{aligned} \tag{7.10}$$

ただし、 δ_{rk} , δ_{dk} , δ_z はそれぞれ、自動車 k の買い替え、破棄、および、追加購入が行われた場合 1、それ以外の場合 0 をとるダミー変数を表わす。観測終了時点においても、いずれの取り替え更新行動も行われていない場合、3つのダミー変数を全て 0 とすることで表現することが可能である。

式(7.10)より、尤度関数が各取り替え更新行動のハザード関数、および、生存関数の積によって表現されていることから、未知パラメータの推定に際しては、各取り替え更新行動毎に、別々に最尤推定を行うことが可能である。これは、競合危険が互いに独立であるとの仮定を設けている事により可能となっており、各競合危険間での相関を考慮する場合には、このような推定方法を用いる事が出来ず、推定コストが非常に大きくなるものと考えられる。

7.4 説明変数の時間軸上での変化の考慮

7.3 での定式化では、説明変数ベクトルは時間の経過によっても変化しない事を暗に仮定しているが、これを拡張し、時間の経過と共に値が変化するような説明変数(時間依存性説明変数)をモデルに導入することが可能である。時間依存性説明変数を含む説明変数ベクトルの時点 t における値を $X(t)$ とすると、式(7.3)は以下の式となる。

$$S(t) = \exp\left\{-\int_0^t h(t|X(t))dt\right\} \tag{7.11}$$

ただし、時間依存性説明変数を説明変数ベクトルに導入するにあたり、時間の経過に伴う変数値の軌跡が t の関数とならない場合には、右辺の積分が解析的に求まらないため、数値積分等を行う必要がある。

本研究では、観測期間中に世帯の状態が変化した場合、状態変化によって取り替え更新行動を行う確率が変化するものと考え、時間依存性説明変数として、以下の式で表わされるような、連続時間軸上の離散時点で変数値が瞬間的に変化する形の変数を導入する。

$$X(t) = \begin{cases} X_0 & 0 \leq t < t_1 \\ X_1 & t_1 \leq t < t_2 \\ \vdots & \\ X_n & t_n \leq t \end{cases} \quad (7.12)$$

式(7.12)で表わされる説明変数ベクトルをモデルに導入した場合の生存関数 $S(t)$ は、式(7.11)より、以下の式で表わされる。

$$S(t|X(t)) = S(t_1|X_1) \times \prod_{i=1}^{n-1} \frac{S(t_{i+1}|X_i)}{S(t_i|X_i)} \times \frac{S(t|X_n)}{S(t_n|X_n)} \quad (7.13)$$

上式において、右辺は、説明変数値が一定な値を取る期間毎に分割することで、時間依存性説明変数を含まない説明変数ベクトルによる、条件付き生存関数の積によって表現されている。よって、未知パラメータの推定に際しては、各期間毎に、別々のケースとして取扱うことで、時間依存性説明変数を含むことなく、解析的に生存関数を算出し、最尤推定を行うことが可能である。

このような形で時間依存性説明変数をモデルに導入した場合、時点 t ($t_i \leq t < t_{i+1}$) まで取り替え更新行動が行われていないという条件下で、時点 t の瞬間に取り替え更新行動が行われる条件付き確率密度（ハザード関数）は、その時点 t での説明変数値 X_i にのみ影響を受け、時点 t までの説明変数値の軌跡や状態の変化があった事そのものは、取り替え更新行動に直接影響を与えない。つまりモデル上は、時点 t までに取り替え更新行動が行われなかった場合の時点 t 以降の条件付き確率関数は、時点 t までに説明変数値に変化があったか否かに関わらず、同一となる。そこで、世帯に関する説明変数として、状態を表わす説明変数に加えて、その状態に変化が生じたことを表わす(状態が変化する以前は 0、状態が変化した以降は 1 をとる)ダミー変数をモデルに導入することによって、世帯の状態の変化がそれ以降の自動車取り替え更新行動に与える影響を明示的にモデルに導入する。また、ある時点での取り替え更新行動がそれ以降の取り替え更新行動に与える影響を考慮するために、各取り替え更新行動が行われたことを表わすダミー変数を、世帯の状態変化を表わすダミー変数と同様に、説明変数としてモデルに導

入する。ここでは、最後に行われた取り替え更新行動のみが次の取り替え更新行動に影響を与えるものと考え説明変数として用いることとした。

ここで、ある時点での世帯の状態変化や取り替え更新行動が影響を与えるその時点以降の期間については、適切な減衰関数を当てはめ、減衰に関する未知パラメータを推定することによって表現することが可能となると考えられるが、本研究では、次節で示すように、分析に用いるデータが高々1年間の観測期間から得られるサンプルであるため、1年以内の減衰は無いものとして推定を行っている。

7.5 データの概要

本研究で用いるデータは、低公害自動車の需要予測を目的として、1993年および1994年に米国カリフォルニア州で実施されたパネル調査 (Bunch, et al., 1996) で得られたものである。第1回調査、第2回調査ともに回答した世帯は2,857世帯であった。

第1回調査では、その時点での世帯属性と、世帯で現在保有している自動車と過去に保有していた自動車それぞれ6台までについて、車種、購入時期、購入時新車か中古車か等について回答を求めている。第2回調査では、第1回調査時点以降の世帯の自動車取り替え更新行動について、その種類、および時期(月単位)等について詳細な質問が行われた。また、世帯属性、世帯構成員の属性の変化についても、その時期(月単位)を含め、回答を求めている。

第1回調査、第2回調査の両調査ともに、コンピュータを利用した電話調査で、被験者の世帯属性に応じて高度にカスタマイズされた質問内容を用いることによって、詳細で効率的なデータ収集が実施されている。このような調査を行うことによって、第1回調査から第2回調査までの世帯変化と取り替え更新行動について、月単位でそれらの順序も含めて完全な形で把握することが可能である。

本研究では、第1回調査と第2回調査の間の期間を観察期間とし、観察期間における自動車取り替え更新行動と、それに影響を与える属性の時間軸上における変化に関するデータを用いて分析を行う。分析には、パネル調査のサンプル世帯のうち、データに不備のない、1,882世帯についてのデータを用いた。なお、観察期間中に取り替え更新行動を行った世帯は全体の約35%、654世帯であった。取り替え更新行動の内訳は、買い替え(1回)が約38%、新規購入(1回)が約33%、破棄(1回)が約19%であり、複数の取り替え更新行動を行っている世帯も約10%存在した。

7.6 推定結果

7.5で述べたデータを用いて推定を行った結果を表7-1に示す。推定に際しては、各取り替え更新行動毎に、別々に最尤推定を行った。いずれの推定においても、サンプル世帯数は1,882世帯と共通であるが、観測期間中に取り替え更新行動を行った世帯についてはモデル化の対象となる取り替え更新行動間隔が取り替え更新の前後に観測される事、および複数保有世帯にお

いては同一の期間に、買い替えと破棄の生存時間が台数分観測されること、説明変数が変化したケースについては説明変数の変化した前後で別のケースとみなして推定を行ったことから、買い替えと破棄については、5,574 ケース、追加購入については2,887 ケースのサンプルとなっている。

表 7-1 より、 γ の推定結果から、買い替え、追加購入については正の時間依存性を持つことが統計的に示された。これは、当該自動車の保有期間が長くなるほど買い替えを行う確率が高くなること、および、最後の取り替え更新行動時点からの経過期間が長くなるほど追加購入を行う確率が高くなることを示している。一方、破棄については $\gamma=1$ に対する t 値が統計的に有意ではなく、時間依存性の存在が確認されなかった。このことは、破棄については、自動車の保有期間といった時間依存性を持つ要因よりも、世帯属性や自動車属性等の時間依存性を持たない要因や、事故や故障等の確率的要因が大きな影響を与えていることを示しているものと推測される。

説明変数の推定結果について、表中では、説明変数の推定値が正(負)である場合、取り替え更新行動間隔が長く(短く)なることを表わし、競合危険の考え方からは、当該取り替え更新行動が行われる確率が他の取り替え更新行動に比べて低く(高く)なることを意味している。大人の人数については、大人の人数が多いほど、買い替え行動までの期間が長く、追加購入と破棄までの期間が短くなるという結果が示された。このことは、大人の人数が多い世帯では、買い替えに比べて追加購入や破棄を行う可能性が高くなることを意味している。また、大人の人数が増えた場合には、追加購入の期間が短く、破棄の期間が長くなることが示された。このことは、大人の人数が増えた場合には、新たに加わった大人のために自動車の追加購入を行う可能性が高く、反対に破棄を行う可能性が低くなることを意味しているものと考えられる。反対に、大人の人数が減った場合には、追加購入の期間が長くなることが示されており、大人の人数が減った場合には、追加購入を行う可能性が低くなることを意味しているものと考えられる。

子供の人数については、新規購入の期間が短くなる事が示されている一方、子供の増加によって、新規購入の期間が長くなる事が示されている。このことは、子供の増加によって、追加的な自動車の購入需要が高まるものの、子供の増加直後には新規購入は行われず、結果として新規購入が時間的遅れを伴って行われる事を意味するものと考えられる。賃貸住宅への引越しを表わすダミー変数の推定結果が買い替えにおいて負の値となっている事から、住宅立地の変更によって、保有自動車を変更する傾向のある事が示された。

また、過去の取り替え更新行動の影響を表わすダミー変数の推定結果より、保有自動車の買い替えが行われた場合には、次の買い替えあるいは破棄の期間が長くなることが示されている。このことから、保有自動車の買い替えが行われた場合には、他の保有自動車の買い替えや破棄の時期を延期することを意味するものと考えられる。一方、破棄と新規購入の相互関係について見ると、新規購入が行われた場合には破棄の期間が長くなっているものの、破棄が行われた場合には、新規購入の期間が短くなっている。このことから、自動車に対する追加的な需要に

よって、追加購入を行った場合には、それらの需要が継続される、あるいは自動車の台数が多い事に慣れてしまうため、破棄が行われる可能性が低いのに対して、破棄を行った場合には、世帯は保有台数が多かった時の経験を持っているため、もう一度追加購入によって保有台数を増加させる可能性が高い事が推測される。このような結果は、自動車保有の非可逆性とも関連するものと考えられるため、更なる検討が必要であると考えられる。

表 7-1 推定結果

説明変数		買い替え		破棄		新規購入	
		Coef.	t値	Coef.	t値	Coef.	t値
γ		1.36	5.09	0.94	-0.89	1.10	2.02
定数項		6.15		6.53		5.37	
世帯属性	大人数	0.40	2.23	-0.26	-3.01	-0.23	-2.52
	子供数					-0.13	-2.36
	運転者数	-0.45	-2.40				
	常勤者数	-0.21	-2.51			-0.33	-3.55
	パート勤務者数					-0.31	-2.35
	賃貸住宅ダミー	0.39	2.52	-0.45	-2.64		
世帯属性変化	大人増			0.52	1.59	-0.34	-1.70
	大人減					0.48	2.08
	子供増					0.50	1.72
	賃貸住宅引越	-0.65	-2.26				
自動車属性	バン			0.73	1.88		
	トラック	0.25	1.31	0.26	1.19		
	スポーツカー			0.38	1.33		
	ワゴン車			0.61	1.36		
	中古車	-0.37	-2.97	-0.61	-3.96		
	リース	-1.01	-4.14				
	社有車	-1.30	-4.21	-0.55	-1.30		
	保有自動車数	0.37	3.98	-0.23	-3.16	0.33	3.76
取り替え更新行動	買替ダミー	0.58	3.11	0.25	1.30		
	破棄ダミー	0.38	2.64			-0.51	-3.90
	新規購入ダミー			0.89	2.33		
$L(C)^{**}$		-1709		-1221		-1511	
$L(\beta)$		-1671		-1187		-1477	
χ^2 (df)		74.52(12)		67.96(12)		68.74(9)	
世帯数		1882		1882		1882	

* $\gamma=1$ に対する t 値

** γ , および定数項以外の全てのパラメータを 0 とした時の尤度

7.7 結語

本研究では、時間軸上における世帯の自動車取り替え更新行動を分析することにより、世帯における自動車保有構造の把握を目指した。その際、生存時間解析手法を適用することによって、取り替え更新行動の種類および時期について、連続時間軸上で同時に予測することを可能とした。

世帯の自動車取り替え更新行動を、買い替え、追加購入、破棄からなる競合危険ととらえ、競合危険モデルを用いて自動車取り替え更新行動の分析を行った結果、複数の取り替え更新行動間での相互影響を定量的に捉えることが出来た。本研究でのモデルの定式化は個々の自動車保有期間モデルと整合的な形となっており、これまでに構築された自動車保有期間モデルによって得られた知見をそのまま自動車取り替え更新行動モデルに反映させることが可能である。また、説明変数として、世帯の状態を表わす変数に加えて、世帯の状態に変化が生じたことを表わす変数を導入することによって、世帯の状態の変化が自動車取り替え更新行動に与える影響についても把握することが出来た。

特に、過去の取り替え更新行動の影響に関する推定結果より、自動車に対する追加的な需要によって追加購入を行い保有自動車が増えた場合には、それらの需要が継続するか、自動車の第数が多いことに慣れてしまうため、破棄によって再度保有自動車を減らすという行動が行われにくいものに対して、破棄が行われて保有台数が減少した場合には、保有台数が多かった時の経験を持っているため、もう一度追加購入を行って保有台数を増加させる可能性が高いことが示された。これらの結果は自動車保有の非可逆性を示すものであり、将来の自動車保有に対する施策を立案する上で一旦複数保有が進展すると、保有された自動車を減少させることは非常に困難であるということを示唆するものと考えられる。

しかしながら、本研究では、全世帯に対して同じ構造のハザード関数を適用して分析を行っており、世帯間の異質性は全て、説明変数によって反映されているものとして取り扱っているものの、自動車保有行動は、合理的経済的判断だけでなく、ステイタスシンボルやライフスタイルといった観測困難な要因に影響を受ける。そのため、買い替え性向の激しい世帯と、同一の自動車を寿命まで乗り続ける世帯をモデル上で再現するためには、通常の家計属性を説明変数とするだけでは十分ではない。第6章では、自動車保有期間の分析を行う際に、このような非観測異質性を考慮するためにマスポイント手法を用いた分析を行っている。本研究への適用は今後の課題である。

その他、説明変数として、内生変数である取り替え更新行動ダミーを用いていることに関して検討する必要があること、各競合危険間の相関を考慮する必要がある事、および、低公害自動車の普及台数予測といった政策面での応用を可能とするために、マクロレベルでの社会経済指標等をモデルの説明変数として導入する必要があるものと考えられる。

第7章 参考文献

- de Jong, G. (1996) A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use, *Transportation Research*, Vol. 30B, No. 4, pp. 263-276.
- Gilbert, C. C. S. (1992) A duration model of automobile ownership, *Transportation Research*, Vol. 26B, No. 2, pp. 97-114.
- Hensher, D. (1998) The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification, In Ortuzar, J. D., Hensher, D., Jara-Diaz, S. (eds.) *Travel Behaviour Research: Updating the State of Play*, Elsevier, Amsterdam, pp. 487-506.
- Hensher, D. A. and Mannering, F. L. (1994) Hazard-based duration models and their application to transport analysis, *Transport Review*, Vol. 14, pp. 63-82.
- Kitamura, R. (1987) A panel analysis of household car ownership and mobility, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 383/IV-7, pp. 13-27.
- Kitamura, R. (1989) The asymmetry of the change in household car ownership and utilization: a panel analysis, In the International Association for Travel Behaviour (ed.) *Travel Behaviour Research*, Avebury, Aldershot, England, pp. 186-196.
- Kitamura, R. (1992) A review of dynamic vehicle holdings models and a proposal for a vehicle transactions model, *Proceedings of the Japan Society of Civil Engineers*, No. 440/IV-16, pp. 13-29.
- Mannering, F. and Winston, C. (1991) Brand loyalty and the decline of american automobile firms, *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114.
- 青島縮次郎・磯部友彦・宮崎正樹 (1991) 世帯における自動車保有履歴から見た自動車複数保有化の構造分析, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.45-52.
- 安藤良輔・青島縮次郎・伊藤正経 (1997) 地方都市圏における住宅立地条件が自動車保有に及ぼす影響に関する分析, 交通工学, Vol. 32, No. 2, pp. 27-36.
- 石田東生・谷口守・黒川洸 (1994) 世帯における利用特性からみた自動車の分類に関する一考察, 第29回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.97-102.
- 佐佐木綱・朝倉康夫・木村宏紀・和田明 (1986) 世帯のライフサイクルステージと車保有・利用の関連分析, 第21回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.439-444.
- 森地茂・田村亨・屋井鉄雄・金利昭 (1984) 乗用車の保有及び利用構造分析, 第19回日本都市計画学会学術研究論文集, pp.49-54.

第8章 車検制度が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響の分析

8.1 概説

近年、自動車排出ガスによる地球規模での環境に対する影響が大きな問題となっている。従来は騒音や振動といった局地的な環境問題が主流であったが、近年では排出ガスに含まれる二酸化炭素による地球温暖化が注目を集めている。1997年には京都市にて地球温暖化防止京都会議(COP3)が開催され、先進国の温室効果ガスの排出抑制の数値目標等、2000年以降の地球温暖化対策の国際的な枠組についての議論が行われている。その中でも交通分野からの二酸化炭素排出に関する抑制策の実施が不可欠であることが確認されている。

自動車排出ガスを抑制することを考えた場合、いくつかの方法が考えられる。1つは自動車走行台キロを減少させるという方法であり、交通需要管理施策等は主に自動車交通の発生を抑制することによって走行台キロを減少させようとするものである。道路の拡幅や線形の改良、バイパス道路の新設等により走行速度を改善しようとする、交通円滑化施策も1つの方法である。もう1つの方法として、より低燃費で低公害な自動車への転換を促し、これまでと同レベルの利用状況下で排出ガスを減少させるという方法がある。

排出原単位を減少させることに関連して、多くの国では、車両検査制度を導入することによって、自動車車両に備え付けられた排出ガス浄化装置が正常に機能しているかを検査し、正常に機能していない車両については修理させることによって、排出レベルを低く保つ努力がなされている。

米国では、環境保安庁(US Environmental Protection Agency)によって1992年にEnhanced I/M (inspection and maintenance)法が公布されて以降、いくつかの州で車検制度が導入されており、1年から2年毎の検査が実施されている(Harrington et al., 2000)。ヨーロッパでもいくつかの国で同様の車検制度が導入されており、フランスでは新車は4年、新車以外は2年毎の車検を受ける必要がある。検査は環境負荷の観点以外にも安全性の観点からブレーキテスト等の検査も行われている(Union Technique de l'Automobile, du Motocycle et du Cycle (UTAC))。

日本では、車検制度は世帯の自動車取り替え更新行動を規定する大きな要因の一つである。車検制度の下では、新車は3年、それ以外の場合には2年毎の車検を受ける必要がある。車検時には平均13万円の費用がかかるため、車検が近づくにつれ世帯は自動車を買うか、車検を受けるかという意思決定を行っている。実際、車検前には多くの買い替えが見られる。

近年、政府による規制緩和の流れに基づいて、車検制度も見直しを迫られている。その際、車検制度の変更が自動車保有行動にどのような影響を及ぼすかという観点から車検制度を評価する必要があるものと考えられる。

従来、車検制度や燃料価格といった要因の変化による自動車保有・利用行動に及ぼす影響の分析としては、主に集計的な分析が行われてきた。森杉らの一連の研究(森杉他, 1990, 1995a, 1995b; 上田他, 1998)では、主に受益者負担の観点から自動車関連税制の公平性に関する分析

を行っており、自動車利用による外部不経済性を税制によって内部化した場合の自動車保有・利用水準に関する予測を行っている。林らの一連の研究(林他, 1997, 1998; 林・加藤, 1998)では環境に対する影響の把握のために自動車関連税制や車検制度の変更に対する二酸化炭素排出量の推計を行っている。谷下他(1998)、遠藤他(1999)の研究でも自動車関連税制の変更による自動車保有・利用に及ぼす影響の分析が行われている。これらの集計分析は、自動車市場との相互作用をも含んだ形で自動車関連税制と世帯の自動車保有・利用行動との関係を記述したものである。しかしながら、世帯が1年毎に自動車の保有に関して独立な意思決定を行っているという仮定や、車齢によるコーホートによって車齢毎に一定の買い替え確率が設定されており、税制や車検制度の変更によっても買い替え確率は変化しないという仮定が置かれている等、集計化のための個々の世帯の行動の簡略化が行われている。さらに、平均的世帯を用いて母集団を代表させる研究では、自動車保有行動に関する世帯間の異質性が全く考慮されない。このような集計分析の枠組みでは、税制や車検制度が実際の個々の世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響が十分モデル化されていない可能性がある。

本章では、前章によって構築した非集計モデルによる世帯の自動車取り替え更新行動モデルを拡張し、車検制度による影響を考慮可能なものとし、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を非集計レベルで把握することを目的とする。本章での分析結果は、日本とは反対に、近年車検制度を導入しようとする国々や制度の強化が図られている国々に関しても知見を提供するものと考えられる。

8.2 モデルの概要

本章では、前章で構築した世帯の自動車取り替え更新行動モデルを拡張し、車検の存在を表す変数をモデルに取り入れた上で、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を把握する。前章では、米国カリフォルニア州でのデータを用いた分析を行っており、車検制度が存在していないため周期的な影響を及ぼす要因をモデルで考慮する形となっていない。本章では、我が国の自動車取り替え更新行動時期の決定の大きな要因と考えられる車検制度が及ぼす影響を、時刻によって値が変化する、時間依存性共変量の形で前章で構築した競合危険モデルに取り入れる。また、第4章で構築した車種選択モデルの推定結果から計算される買い替えや追加購入の期待効用を説明変数として導入することにより、自動車市場の変化による自動車取り替え更新行動への影響を考慮したモデルを構築する。

車検制度のような周期的に自動車取り替え更新を促すような要因を生存時間モデルに取り入れる場合、前章で構築したparametricなモデルの他に、Cox回帰とも呼ばれるsemi-parametricなモデル(Cox, 1972)を用いることが考えられる。生存時間モデルでは、共変量の導入方法として比例ハザードモデルを用いることにより、ハザード関数を以下の式で表す。

$$h(t|X) = h_0(t) \exp(-\beta X) \quad (8.1)$$

ただし、 $h_0(t)$ は全ての説明変数が0の時のハザード関数であり、基準ハザード関数と呼ばれる。 β は未知パラメータベクトル、 X は説明変数ベクトルである。parametric なモデルを構築する場合には、基準ハザード関数として何らかの確率分布を仮定した推定を行うのに対して、semi-parametric なモデルを構築する場合には、基準ハザード関数に関して特定の確率分布を仮定せず、以下の部分尤度関数を最大化することにより要因の影響を規定する未知パラメータベクトル、 β を推定する。

$$PL = \prod_{i \in D(t)} \frac{\exp(-\beta X_i)}{\sum_{k \in R(t)} \exp(-\beta X_k)} \quad (8.2)$$

ただし、 $D(t)$ は時点 t に事象が生じたケースの集合、 $R(t)$ は時点 t の直前のリスク集合（事象が生起していないケースの集合）を表す。分子は実際に事象が生じたケースのハザード関数を、分母はリスク集合に含まれる全ケースのハザード関数の和を表しており、分子分母を基準ハザードで除することによって上式が導かれる。

すなわち、semi-parametric なモデルでは、生存時間そのものよりも共変量が生存時間に及ぼす影響に関心がある場合に有用な分析手法である。周期的な影響を及ぼす要因がハザード関数に及ぼす効果は基準ハザードの時間変化としてモデルで考慮されるものの、semi-parametric なモデルでは、基準ハザード関数が定量化されないために、そのような周期的な影響の大きさや周期の変化をモデルで定量的に予測することが出来ない。よって本章では、前章で構築した parametric なモデルの枠組みを用い、周期的な影響を時間依存性共変量として説明変数ベクトルに取り入れることで周期的な影響の定量化を行う。

基本的なモデルの構造は前章でのモデルと同じである。時点 t まで取り替え更新行動を行っていないという条件下で時点 t に世帯が取り替え更新行動を行う条件付確率密度を表すハザード関数、 $h(t)$ 、は、各保有自動車の買い替え、破棄、および追加購入に関するハザード関数の和として以下のように表現される。

$$h(t) = \sum_{k=1}^N \{h_{rk}(t) + h_{dk}(t)\} + h_a(t) \quad (8.3)$$

ただし、 $h_{rk}(t)$ 、 $h_{dk}(t)$ 、 $h_a(t)$ はそれぞれ、保有自動車 k の買い替え、破棄、および、追加購入を表すハザード関数である。本章での分析でも、前章と同様に基準ハザード関数の確率分布形としてワイブル分布を適用した分析を行う。

$$\begin{aligned} h_{rk}(t) &= \gamma_r(t+t_k)^{\gamma_r-1} \exp\{-\beta_r X_k(t)\} \\ h_{dk}(t) &= \gamma_d(t+t_k)^{\gamma_d-1} \exp\{-\beta_d X_k(t)\} \\ h_a(t) &= \gamma_a(t+t_a)^{\gamma_a-1} \exp\{-\beta_a X(t)\} \end{aligned} \quad (8.4)$$

ただし、 γ_r 、 γ_d 、 γ_a は時間依存性を表わす未知パラメータであり、 β_r 、 β_d 、 β_a は未知パラメータベクトル、 $X(t)$ 、 $X_k(t)$ は時間依存性共変量を含む説明変数ベクトルの時点 t での値を表わす。また、 t_k 、 t_a はそれぞれ自動車 k が購入されてから調査が開始されるまでの期間、および、最後の取り替え更新行動から調査が開始されるまでの期間を表す。

時間依存性共変量を含むモデルの生存関数、 $S(t)$ 、は以下の式で表される。

$$\begin{aligned} S(t) &= \exp\left\{-\int_0^t h(u)du\right\} \\ &= \prod_{k=1}^N \exp\left\{-\int_0^t h_{rk}(u)du\right\} \cdot \prod_{k=1}^N \exp\left\{-\int_0^t h_{dk}(u)du\right\} \exp\left\{-\int_0^t h_a(u)du\right\} \end{aligned} \quad (8.5)$$

以上より、時間依存性共変量を含む場合の対数尤度関数は以下の式で表される。

$$LL = \sum_{k=1}^N \left\{ \delta_{rk} \ln h_{rk}(t) - \int_0^t h_{rk}(u)du \right\} + \sum_{k=1}^N \left\{ \delta_{dk} \ln h_{dk}(t) - \int_0^t h_{dk}(u)du \right\} + \left\{ \delta_a \ln h_a(t) - \int_0^t h_a(u)du \right\} \quad (8.6)$$

ただし、 δ_{rk} 、 δ_{dk} 、 δ_a はそれぞれ、自動車 k の買い替え、破棄、および、追加購入が行われた場合1、それ以外の場合0をとるダミー変数を表わす。

車検がハザード関数に及ぼす影響は、時刻と共に増加と減少を繰り返すものと考えられる。すなわち、車検時期が近づくにつれ、買い替えや破棄を行う確率を高め、車検時期が過ぎれば買い替えや破棄を行う確率を減少させるものと考えられる。よって、車検制度が買い替えと破棄に及ぼす影響は、以下の式で表されるように、次の車検までの期間の関数で表される時間依存性共変量として表現できるものと考えられる。

$$\begin{aligned} x_{rk}(t) &= g_{rk}(s_k - t) \\ x_{dk}(t) &= g_{dk}(s_k - t) \end{aligned} \quad (8.7)$$

ただし、 $x_{rk}(t)$ 、 $x_{dk}(t)$ はそれぞれ自動車 k の買い替えと破棄に対する車検制度の影響を表す時間依存性共変量、 $g_{rk}(\bullet)$ 、 $g_{dk}(\bullet)$ は車検制度の影響を定量化する関数、 s_k は自動車 k の次の車検

時期を表す。

これらの関数を先験的に定式化するに足る理論的知見はないと考えられるため、本研究では、はじめに車検までの期間に基づく複数のダミー変数を時間依存性共変量として導入しパラメータの推定を行う。次に、パラメータの推定結果から適切な関数形を決定し、説明変数として用いて再度パラメータを推定することにより最終的な推定結果を得るという方法を適用する。

8.3 データの概要

本章では、京都市民を対象として平成9年と平成10年に実施されたパネル調査である「京都市民の交通行動についての調査」で得られたデータを用いたモデルの推定を行う。本パネル調査の第1回調査のデータは第4章での分析に用いたデータである。第1回調査と第2回調査のいずれにも回答を寄せたサンプル数は1,137世帯（回収率35.9%）であった。

第1回調査では、その時点で世帯が保有している自動車に関する属性や世帯属性、メインドライバー属性等について回答を求めている。また、第2回調査では第1回調査以降の自動車取り替え更新行動の時期、および種類について解答を求めている。

モデルの推定に用いたサンプル数は、第1回調査時点で1台以上の自動車を保有していた894世帯のうち、データに不備のない709世帯である。709世帯が第1回調査と第2回調査の間に行った自動車取り替え更新行動の分布を表8-1に示す。表8-1より、709世帯のうち、105世帯（約15%）が何らかの取り替え更新行動を行っていることが分かる。一方、大多数である604世帯（約85%）の世帯は第1回調査時と第2回調査時で自動車保有状態が全く変化していない。生存時間解析手法では、このような大多数が打ち切りを受けたケースからなるサンプルに対してもバイアスのないパラメータの推定が可能である。

表8-1 第1回調査と第2回調査の間に行われた取り替え更新行動の分布

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数	72	10	23	604	709
(%)	(10.2)	(1.4)	(3.2)	(85.2)	(100.0)

自動車取り替え更新行動時期と車検時期との関係を確認するために、買い替えと破棄が行われた82台の自動車を対象として、買い替えや破棄が行われた時期から、仮に保有を続けていたとした時の次の車検時期までの期間を算出した結果を図8-1に示す。

図8-1より、明らかに車検時期が近づくにつれて取り替え更新が行われる確率が高くなることが分かる。この傾向は、車検時期の影響のためではなく、保有期間が正の時間依存性を持っているためであるという説明が可能である。しかしながら、そのような場合には時間の経過にしたがって（車検時期が近づくにしたがって）一定の割合で取り替え更新行動数が増加すると考えられるのに対して、図8-1では、増加が一定ではなく、60%以上の取り替え更新行動が次の車検時期まで6ヶ月以内で行われている。これらの結果より、車検時期が自動車取り替え

更新時期に影響を及ぼすことが確認できたと考えられる。

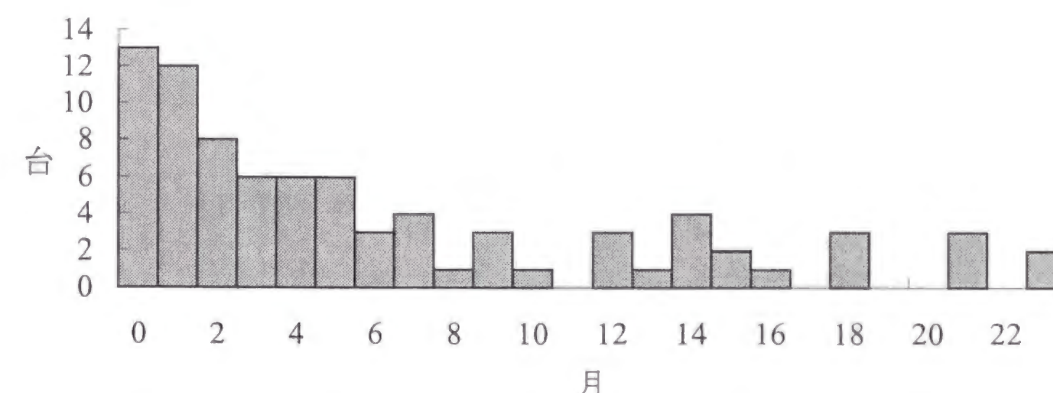


図8-1 買い替えや破棄から次の車検時期までの期間分布

8.4 推定結果

8.3で述べたデータを用いて自動車取り替え更新行動モデルの推定を行った。推定に際しては、第4章で構築した車種・メインドライバー選択モデルによって推定されたパラメータを用いることにより、次の自動車取り替え更新行動によって自動車が購入されることによる期待効用をログサム変数の形で算出し、説明変数として加えて用いた。この期待効用は取り替え更新後の全保有自動車による効用である。すなわち、取り替え更新行動後に複数台保有することになる世帯については、取り替え更新行動によっても手放されない自動車の属性等の影響を受ける。よって、1台保有世帯の買い替え時の期待効用、追加購入時の期待効用、2台保有世帯の買い替え時の期待効用を別々に算出しそれぞれ説明変数とした。

8.2で述べたように、車検時期の影響を表す関数形を予め決定する根拠は希薄である。よって、はじめに、車検までの期間に基づいて表8-2に示すダミー変数を作成し、時間依存性共変量として導入しパラメータの推定を行う。

表8-2 車検ダミー変数

変数	定義
d_1	1: 車検まで1ヶ月未満, 0: それ以外
d_2	1: 車検まで1ヶ月以上2ヶ月未満, 0: それ以外
d_3	1: 車検まで2ヶ月以上3ヶ月未満, 0: それ以外
d_4	1: 車検まで3ヶ月以上6ヶ月未満, 0: それ以外

表8-3、図8-2にこれらダミー変数の係数の推定値を示す。買い替えに関するハザード関数と破棄に関するハザード関数のいずれについても、全てのダミー変数の係数値が有意に

負の値を持つ結果となった。また、車検まで3ヶ月未満、2ヶ月未満、1ヶ月未満と、車検時期までの順にはほぼ一定の割合で値が減少していることが確認された。よって、車検制度の影響を表す関数として、以下の式で表される関数形を用いる事とした。

表 8-3 ダミー変数の推定結果

変数	買い替え		破棄	
	Coef.	t値	Coef.	t値
d_1	-4.65	-12.79	-4.94	-5.63
d_2	-3.79	-10.11	-4.06	-4.68
d_3	-3.04	-6.67	-3.14	-2.81
d_4	-2.50	-7.82	-1.72	-1.54

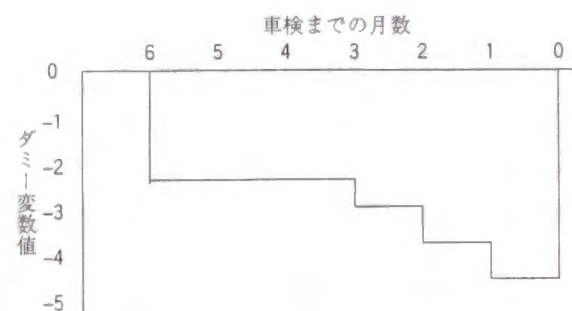


図 8-2a ダミー変数の推定値(買い替え)

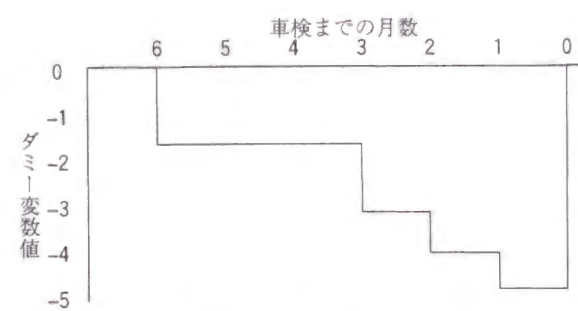


図 8-2b ダミー変数の推定値(破棄)

$$g_{rk}(s_k - t) = \begin{cases} 0.85\{6 - (s_k - t)\} & \text{if } 0 < s_k - t \leq 6 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8.8)$$

$$g_{dk}(s_k - t) = \begin{cases} 0.90\{6 - (s_k - t)\} & \text{if } 0 < s_k - t \leq 6 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (8.9)$$

推定に用いた説明変数の定義を表 8-4 に、得られた推定結果を表 8-5 に示す。表 8-5 中の説明変数のパラメータの解釈は、第 7 章の推定結果に関する解釈と同様であり、推定値が正(負)の場合には、当該の取り替え更新行動までの期間が短く(長く)なり、他の取り替え更新行動に比べて当該取り替え更新行動が行われる確率が高く(低く)なることを意味する。

はじめに、 γ の推定値は買い替えと破棄については有意に 1 より大きく、買い替えと破棄に関しては正の時間依存性が存在することが示された。また、買い替えよりも破棄の方が時間依存性が強い傾向が示された。一方、追加購入についてはパラメータ値がほぼ 1 を取っており、時間独立性が示唆される結果となった。

表 8-4 説明変数の定義

変数	定義
世帯属性	
大人数	18 才以上の世帯構成員数
子供数	18 歳未満の世帯構成員数
高収入世帯	1：年間世帯収入が 10,000,000 円以上の時，0：それ以外の時
保有台数	世帯が保有する自動車保有台数
1 台保有	1：1 台保有世帯の時，0：それ以外の時
期待効用	次の取り替え更新行動によって自動車を購入することによる期待効用
自動車属性	
新車ダミー	1：新車として購入された自動車の時，0：それ以外の時
軽自動車ダミー	1：当該自動車の車種が軽自動車の時，0：それ以外の時
バンダミー	1：当該自動車の車種がバン・ワゴンの時，0：それ以外の時
$g_k(\bullet)$	車検制度の影響を表す関数
車検費用	車検費用 (100,000 円)

表 8-5 推定結果

	買い替え		破棄		追加購入	
	Coef.	t 値	Coef.	t 値	Coef.	t 値
γ	1.49	2.51 [†]	1.98	1.97 [†]	1.00	-0.01 [†]
定数項	7.89	8.25	15.14	5.28	13.41	6.35
世帯属性						
大人数					-1.07	-4.28
子供数	0.32	2.04			1.23	2.02
高収入世帯	1.21	2.08				
保有台数			-1.58	-3.42		
1 台保有	-0.49	-1.20			-4.00	-3.24
期待効用						
(1 台保有世帯)	-0.08	-1.17			-0.66	-2.93
自動車属性						
新車ダミー	0.87	3.12	1.18	1.77		
軽自動車ダミー			-1.90	-3.01		
バンダミー	1.25	1.70				
$g_k(\bullet)$	-1.03	-15.78	-1.05	-6.44		
車検費用						
(高収入世帯)	-0.71	-2.97				
$L(C)^{\dagger}$	-415.22		-84.64		-142.20	
$L(B)$	-319.40		-60.69		-113.76	
χ^2 (df)	191.64(8)		47.90(4)		56.88(4)	
サンプル数	709		709		709	

[†] $H_0: \gamma = 1$.

[†]定数項および γ 以外の全てのパラメータを 0 に固定した場合の尤度

説明変数のパラメータの推定結果は、車検の影響を表す関数、 $g_k(\bullet)$ 、の影響が買い替えと破棄のいずれに対しても最も有意なパラメータを持っていることを示している。これは車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に対して明確な影響を持っていることを表すものであり、車検時期が近づくとつれて、買い替えや破棄を行う確率が急激に高まることを意味している。

一方、車検費用については、車検時期との交互作用等の存在についても検討を行ったものの、取り替え更新行動への影響は確認できず、車検費用と高収入世帯との交互作用のみが有意なパラメータを持つという結果が得られた。これは、高収入世帯の場合には車検費用が高いほど買い替え時期が早くなり、買い替える確率が高くなる一方で、世帯年収 10,000,000 円未満の世帯については車検費用の変化が買い替え行動に影響を与えないということを示すものである。買い替えを行うためには次の自動車を購入するための資金が必要であり、高収入世帯では購入費用を用意するだけの余裕があるのに対して、その他の世帯ではそのような余裕が少ないために、車検費用に対する感度が低いという可能性が考えられるものの、明らかではない。収入階層毎の自動車取り替え更新行動の相違については今後も検討を加える必要があるものと考えられる。

次に、車種選択行動モデルの推定結果を用いて算出された次の取り替え更新行動に伴う購入車の期待効用の影響については、1 台保有世帯に関して追加購入に有意に負のパラメータが得られた。追加購入の説明変数として期待効用とは別に大人の人数も考慮されているため、この結果は、期待効用は世帯構成員数とは独立の影響をもっており、1 台保有世帯は追加購入による期待効用が高い場合に追加購入を行う可能性が高くなり、かつ追加購入の時期が早まることを意味する。しかしながら、1 台保有世帯の買い替え時期や 2 台保有世帯の買い替え、追加購入時期には期待効用が及ぼす影響を確認できなかった。

その他の説明変数のパラメータの推定結果からは、新車を購入した場合には買い替えまでの期間が長くなる傾向にあることや、1 台保有世帯や大人の人数が多い場合に追加購入までの期間が短くなり追加購入が行われる確率が高くなる等、全体として妥当な結果が得られた。

8.5 感度分析

車検制度の変更に伴う影響を把握するために、8.3 で述べたサンプルに 8.4 で推定したモデルを適用し、各世帯毎に第 1 回調査以降の最初の取り替え更新行動をモンテカルロシミュレーションによって生成した。シミュレーションは第 1 回調査から 5 年を限度とし、5 年を経過しても何も取り替え更新行動を行わなかった場合には、取り替え更新行動を行わない世帯として集計した。なお、5 年の間には子供の成長等による世帯属性の変化が考えられるものの、今回のシミュレーションでは世帯属性は第 1 回調査時の値を用いている。今後は、世帯属性の変化の予測モデルを組み合わせるシミュレーションシステムを構築することで、より総合的な施策評価が可能となるものと考えられる。シミュレーション結果を表 8-6 に示す。表 8-6 より、約 68% の世帯が 5 年以内に買い替えを行うという結果が得られた。また、破棄よりも追加購入を行う世帯の方が若干ながら多いものの、大きな差は見られない。ただし、追加購入の平均時

期は破棄よりも短く、今後も僅かながら複数台保有世帯の増加が予想される。

表 8-6 現状ケースのシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数	480	63	65	101	709
(%)	(67.8)	(8.9)	(9.2)	(14.2)	(100.0)
平均時期(月) [†]	22.3	18.6	13.9	—	26.6 [‡]

[†]平均時期は第 1 回調査時点からの経過月数を表す。

[‡]5 年以内に買い替え更新行動を行わない世帯の平均時期は 60 ヶ月として算出した。

表 8-7 車検費用を 50% 上昇させた場合のシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数	511	65	64	69	709
(%)	(72.1)	(9.2)	(9.0)	(9.7)	(100.0)
現状ケースとの差	+31	+2	-1	-32	—
(point)	(+4.3)	(+0.3)	(-0.2)	(-4.5)	—
平均時期(月) [†]	22.5	17.7	11.5	—	24.7 [‡]
現状ケースとの差	+0.2	-0.9	-2.4	—	-1.9

[†]平均時期は第 1 回調査時点からの経過月数を表す。

[‡]5 年以内に買い替え更新行動を行わない世帯の平均時期は 60 ヶ月として算出した。

表 8-8 車検期間を 2 年から 3 年に延長した場合のシミュレーション結果

	買い替え	破棄	追加購入	なし	合計
世帯数	419	56	82	152	709
(%)	(59.1)	(7.9)	(11.6)	(21.4)	(100.0)
現状ケースとの差	-61	-7	+17	+41	—
(point)	(-8.7)	(-1.0)	(+2.4)	(+7.2)	—
平均時期(月) [†]	25.1	22.8	18.3	—	31.6 [‡]
現状ケースとの差	+2.8	+4.2	+4.4	—	+5.0

[†]平均時期は第 1 回調査時点からの経過月数を表す。

[‡]5 年以内に買い替え更新行動を行わない世帯の平均時期は 60 ヶ月として算出した。

車検に係る費用を 50% 上昇させた場合、および車検の有効期間を 2 年から 3 年に延長させた場合の自動車取り替え更新行動についても同様にモンテカルロシミュレーションによって生成した。結果を表 8-7、8 に示す。

車検費用が上昇した場合のシミュレーション結果を見ると、買い替えを行う世帯が 67.8% から 72.1% へと増加するという結果が得られた。一方、買い替えを行う時期に関しては大きな変化はない。しかしながら、買い替えをする世帯が増えており、増加分のほとんどは現状ケースでは 5 年以内に買い替え更新行動を行っていなかった世帯であると考えられるため、全体としては買い替え時期が早くなっている可能性が考えられる。

ここで、車検費用の上昇により新たに買い替えを行うようになった31 (=511-480)世帯について以下を仮定する。すなわち、それらの世帯は全て、現状ケースでは5年以内に取り替え更新行動を行わず、5年以上たってから買い替えを行っていたと仮定する。すると、それらの31世帯の買い替え時期を60ヶ月とした場合、現状ケースの買い替えの平均時期は24.6 (= {22.3 × 480 + 60 × 31} / (480 + 31)) となり、車検費用の上昇によって最低2ヶ月程度、保有期間が短縮されることを示している。

一方、追加購入については、世帯数はほとんど変化していないものの、2ヶ月程度の期間の短縮が示された。また、破棄については世帯数、及び、平均時期のいずれもほとんど変化しないという結果が得られた。これらの結果を総合し、取り替え更新行動の種類を問わず、次の取り替え更新行動までの平均時期を計算したところ、約2ヶ月間、取り替え更新行動が早まる結果となった。なお、計算に際しては、取り替え更新行動を行っていない世帯の平均時期を60ヶ月とした。

車検期間が2年から3年に延長された場合のシミュレーションからは、買い替えを行う世帯の減少が示された。買い替えを行う時期に関しても約3ヶ月の延長が示されている。ここでも減少した61 (=480-419)世帯を含めて車検期間延長による平均時期の変化を検討する。まず、それらの61世帯は全て、車検期間が延長されたケースでは5年以内に取り替え更新行動を行わず、5年以上たってから取り替え更新行動を行うと仮定する。次に、それらの世帯の買い替え時期を60ヶ月とする。すると、それらの61世帯を含めた480 (=419+61)世帯について、車検期間が延長された場合の買い替えの平均時期は29.5 (= {25.1 × 419 + 60 × (480 - 419)} / 480) となり、現状に比べて約7ヶ月程度、買い替えまでの保有期間が延長されることを示している。

また、破棄、追加購入のいずれについても約4ヶ月の行動時期の延長が示された。

取り替え更新行動種類を問わない場合の平均時期は約5ヶ月の延長を示しており、車検期間を2年から3年に1年延長したとしても全ての世帯が1年間取り替え更新行動を延長させる訳ではなく、これまでに述べたような複雑な影響によって、1年の半分程度の期間の延長が生じるという結果となった。

8.6 結語

本章では、近年の規制緩和の流れに基づいて、その効果の見直しが迫られている車検制度に関して、車検制度の変更が世帯の自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を把握することを目的として、第7章で構築した自動車取り替え更新行動モデルを適用した分析を行った。我が国では、2年間毎の車検制度が自動車取り替え更新行動を規定する大きな要因の1つとなっており、車検が近づくにつれて、世帯は自動車を買替えるか、車検を受けるかという意思決定を行っている。

車検制度や燃料価格等の政策変数が自動車保有・利用行動に及ぼす影響に関しては、これまで主に集計的な手法による分析が行われてきた。しかしながら、それらの分析では全ての世帯

が同一の効用関数を有しているという仮定や、全ての世帯が1年毎に保有自動車の更新に関する意思決定を行うという仮定、車齢によるコーホートによって決定される買い替え確率が税制等によって変化しないという仮定等が用いられてきた。これらの仮定は集計モデルの推定等に伴う制限であり、実際の個々の世帯の自動車取り替え更新行動を表すものとは限らない。本研究では、非集計分析手法による生存時間解析手法を適用することによって、個々の世帯の取り替え更新行動のモデル化を行った。本章での分析結果は、我が国とは反対に近年車検制度が導入されるようになったり、制度の強化が図られている国々に対しても知見を与えることが可能であると考えられる。

車検制度が自動車取り替え更新に及ぼす影響は周期的に増加と減少を繰り返すことが考えられるため、次の車検までの期間の関数として表される時間依存性共変量として車検の存在の影響をモデルに導入した。さらに、第4章で構築した車種・メインドライバー選択モデルの推定結果を用いて次の取り替え更新行動による期待効用を算出し、取り替え更新行動に及ぼす影響をモデルに導入した。

京都市民を対象としたパネル調査に基づくモデルの推定結果より、車検制度は世帯の自動車取り替え更新行動に非常に有意な影響を及ぼしていることを確認した。車検時期が6ヶ月以内に近づくと買い替えや破棄を行う確率が急激に高まることが示された。一方、車検費用に関しては、高収入世帯のみについて、車検費用が高いほど買い替え時期が早まる傾向が確認された。

また、次の取り替え更新行動による期待効用が及ぼす影響に関しては、1台保有世帯について、追加購入による期待効用が高いほど追加購入の時期が早くなり、追加購入を行う確率が高くなることが示された。

推定されたモデルと推定に用いたサンプルに対してモンテカルロシミュレーションを行うことにより、車検制度の変更に伴う取り替え更新行動の変化を分析した結果、車検費用を50%上昇させた場合には、5年以内に取り替えを行う世帯が約68%から約72%に増加するという結果が得られた。買い替えを行うまでの期間についても平均で2ヶ月程度の短縮が見込まれるという結果が得られた。一方、車検期間が現状の2年から3年に延長された場合には、5年以内に取り替えを行う世帯は全体の約59%に減少し、買い替えを行うまでの平均期間も約7ヶ月程度の延長が見込まれるという結果が得られた。車検期間が2年から3年に1年間延長された場合でも全ての世帯が1年間取り替え更新行動を延長させる訳ではなく、取り替え更新行動種類の変更や時期の変更など複雑な対応行動を行うことにより、平均で約5ヶ月の取り替え更新行動の延期が行われることを示す結果となった。

これらの結果より、車検費用の引き上げは保有台数に影響を与えることなく買い替えを早める効果がある一方で、車検期間の延長は保有自動車の破棄を遅らせ、保有台数の増加を招く可能性の有ることが示された。我が国では、自動車交通による環境負荷の抑制のため、車検制度や自動車関連税等の変更が検討されている。本章で構築したモデルを第4章で構築した車種選択モデルと組み合わせて用いることにより、燃費によって税金の格差を設けた場合にどのような

な影響が生じるか等に関して、保有車種の変更に伴う保有期間に及ぼす2次的な影響を含めた包括的な評価が可能となるものと考えられる。

第7章で構築したモデルの推定結果からは、世帯属性の変化も自動車取り替え更新行動に大きな影響を及ぼすことが示されており、本章でのモデル推定の際にもそのような影響を表す説明変数の導入を試みたものの、属性変化が観測されたサンプル数が少なかったこともあり、有意なパラメータを得ることが出来なかった。今後はより大規模なサンプルに対してモデルを適用することで、そのような影響についてもモデルに導入した上で、林・富田(1988)、Goulias and Kitamura (1992)、Kazimi and Brownstone (1995)、西田他(2000)等による世帯属性変化のシミュレータと本章でのモンテカルロシミュレーションを組み合わせより完全なシミュレーションシステムを完成させることが望まれよう。

第8章 参考文献

- Cox, D. R. (1972) Regression models and life tables, *Journal of the Royal Statistical Society B*, Vol. 34, pp. 187-220.
- Goulias, K. G. and Kitamura, R. (1992) Travel demand forecasting with dynamic microsimulation, *Transportation Research Record*, No. 1357, pp. 8-17.
- Harrington, W., McConnell, V. and Ando, A. (2000) Are vehicle emission inspection programs living up to expectations? *Transportation Research D*, Vol. 5D, pp. 153-172.
- Kazimi, C. and Brownstone, D. (1995) Competing risk hazard models for demographic transactions, Working Paper, University of California, Irvine.
- Union Technique de l'Automobile, du Motocycle et du Cycle: <http://www.utac.com>.
- 上田孝行, 武藤慎一, 森杉壽芳(1998) 自動車交通による外部不経済抑制策の国民経済的評価, 運輸政策研究, Vol. 1, No. 1, pp. 39-53.
- 遠藤謙一郎, 谷下雅義, 鹿島茂(1999) 自動車関連税制の変更による燃料消費量削減効果の推計手法の開発, 土木計画学研究・論文集, No. 16, pp. 455-463.
- 谷下雅義, 加藤正康, 鹿島茂(1999) 自動車関連税制が乗用車の保有・利用に及ぼす影響の分析, 土木計画学研究・講演集, No. 22(2), pp. 587-590.
- 西田悟史, 山本俊行, 藤井聡, 北村隆一(2000) 非集計交通需要分析のための将来世帯属性生成システムの構築, 土木計画学研究・論文集, No. 17 (投稿中)
- 林良嗣, 富田安夫(1988) マイクロシミュレーションとランダム効用モデルを応用した世帯のライフサイクルー住宅立地ー人口属性構成予測モデル, 土木学会論文集, No. 395/IV-9, pp. 85-94.
- 林良嗣, オマール・オスマン, 加藤博和, 中島義人, 上野洋一(1997) 車検制度実施に伴う排出ガス抑制効果の推計手法, 土木計画学研究・講演集, No. 20(2), pp. 109-112.
- 林良嗣, 加藤博和, 上野洋一(1998) 自動車関連税の課税段階の違いによるCO₂発生量変化のコーホートモデルを用いたライフサイクル的評価, 環境システム研究, Vol. 26, pp. 329-338.
- 林良嗣, 加藤博和(1998) 自動車関連税の課税レベルによるCO₂削減効果の分析, 運輸政策研究, Vol. 1, No. 1, pp. 90-91.
- 森杉壽芳, 大野栄治, 川俣智計(1990) コーホート型ディーゼル車普及率予測モデルの提案と燃料価格弾力性分析, 土木計画学研究・論文集, No. 8, pp. 41-48.
- 森杉壽芳, 大野栄治, 小池淳司, 鈴木慎治(1995a) 排出ガス抑制政策からみた自動車燃料価格水準に関する考察, 土木計画学研究・論文集, No. 12, pp. 739-746.
- 森杉壽芳, 小池淳司, 武藤慎一(1995b) 自動車交通の公平な燃料価格水準, 土木計画学研究・論文集, No. 12, pp. 283-294.

第9章 結論

本研究では、今世紀にその普及が始まり、現在でも多くの個人が所有する最も有力な乗り物である自動車を対象として、その保有と利用に関する分析を行った。自動車の保有・利用は人々の交通行動を変えただけでなく、生活スタイルにも影響を及ぼしている。一方で、このような自動車保有・利用の増加により交通渋滞や、環境負荷、交通事故等の様々な問題が引き起こされている。それら問題の解決のため、様々な交通施策が既に実施されており、今後とも必要とされている。

本研究では、世帯の自動車保有・利用行動の理解、および、交通施策等による環境変化が世帯の自動車保有・利用行動に及ぼす影響を把握する事を目的とし、個々の世帯の行動をモデル化する非集計分析手法による分析を行った。以下に、本研究で行った分析の概要と得られた知見を示す。

第2章では、自動車保有と利用に関する従来の研究を概観し、本研究の方針を示した。初期の研究では、1時点での世帯の自動車保有状態を観測することにより、世帯の自動車保有行動をモデル化する静的モデルが用いられてきた。静的モデルでは、ある時点の自動車保有状態は、それ以前の保有状態とは独立であり、環境に対して常に均衡状態にあることを暗黙的に仮定していた。しかしながら、個々の世帯では自動車取り替え更新行動は数年の間隔で行われるため、ある時点の保有状態は反応遅れや状態依存等を含んでいる。動的モデルはこのような行動特性をモデルに導入するものである。動的モデルには一定の時間間隔毎の各時点の自動車保有状態を記述するモデルと、保有状態の変化をもたらす取り替え更新行動を記述するモデルが存在する。前者のモデルに比べて後者のモデルでは、自動車の購買や中古車市場への供給、スクラップの需要予測モデルとして用いることが出来る他、自動車保有に影響を及ぼす要因を整合的にモデルに導入することが可能であるため、近年では自動車取り替え更新行動モデルの発展が進んでいる。よって、本研究では、生存時間解析手法を適用した連続時間軸上での自動車取り替え更新行動の分析を行うこととした。また、世帯内での保有自動車の配分に関する従来の研究蓄積が十分でなく、交通施策等による自動車利用の取り止めが他の世帯構成員に及ぼす影響を把握することが困難であるため、本研究では、世帯構成員間の自動車利用の競合に関して自動車保有行動との関係を考慮した分析を行うこととした。

第3章では、世帯内での保有自動車の習慣的配分を与件とした世帯構成員の交通機関選択行動の分析を行い、世帯内の自動車配分行動が直接的な交通需要を引き起こす交通機関選択行動に及ぼす影響を把握することを試みた。京阪神地域の都市部で実施されたアンケート調査に基づく実証分析の結果より、世帯における構成員間の相互作用を考慮することで、従来の個々人の選択を独立と仮定していたモデルに比べて大幅なモデル精度の向上が確認された他、世帯主や普通乗用車のメインドライバーは他者の効用を考慮する傾向が弱いこと、メインドライバーの立場は世帯間で異質性が存在する可能性があることが示された。

また、感度分析の結果より、メインドライバーの交通サービス水準が変化した場合には、各世帯構成員の交通機関選択行動を独立と仮定した場合には需要予測を大きく誤る可能性があること、メインドライバーの立場に関する世帯間異質性を考慮しない場合では施策効果を過小評価してしまう可能性があることが示された。

第4章では、世帯の自動車取り替え更新行動モデルシステムのサブモデルとして用いることを前提として、世帯の車種選択と世帯内での配分行動の同時選択モデルを構築し、自動車配分行動が車種選択行動に及ぼす影響、および車種選択行動が自動車配分行動に及ぼす影響を明らかにした。また、世帯内での配分を与件とした年間走行距離モデルを構築することにより世帯内での自動車の配分が年間走行距離に及ぼす影響を明らかにすることを試みた。

車種・メインドライバー選択モデルの推定結果からは、メインドライバーの選択が車種の選択に影響を与えていること、自動車の属性やメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を与えていることが示された。年間走行距離モデルの推定結果からは、1台保有世帯については車種、およびメインドライバーの属性が年間走行距離に影響を及ぼすことが示された一方で、2台保有世帯については、メインドライバーの属性による影響は確認できたものの、車種による影響は確認できなかった。しかしながら2台保有世帯では、保有自動車の使い分けが存在することが示された。

第5章以降では、生存時間解析手法を用いた世帯の自動車取り替え更新行動モデルの発展を目指した分析を行った。まず、第5章、第6章では世帯の保有する各自動車に着目し、自動車保有期間をモデル化した。

第5章では断面調査による回顧データを用いた自動車保有期間モデルを構築した。モデルの推定に際しては、回顧データにはデータに系統的な報告漏れが生じるため、データに重み付けを行った。自動車保有期間の分布形状に関する検討結果からは、時間依存性を考慮することの可能なワイブル分布が適切であり、世帯の保有する自動車の取り替え更新行動は正の時間依存性を持っており、その自動車の保有期間が長くなるにつれて、その自動車を手放す確率が高くなることが示された。

第6章ではパネル調査に基づくデータを用いたモデルの推定を行うと共に、将来の自動車保有意向に関するデータを同時に用いることにより、自動車保有期間に影響を及ぼすと考えられる予定要因と予定外要因の影響を分離することを試みた。また、ステータスシンボルやライフスタイルといった観測困難な要因を考慮し、複数の潜在的なセグメントの存在を仮定した分析を行った。

モデルの推定結果から、保有期間と保有予定期間のいずれにも正の時間依存性が存在するものの、保有予定期間の決定の際には考慮されていなかった世帯属性の変化や予想外の環境の変化等、時間依存性を持たない要因が保有期間の決定に影響を与えているため、保有期間の時間依存性が低くなることを示唆する結果が得られた。また、中古車や高収入世帯、メインドライバーが低年齢の場合には、保有期間に対する予定外の要因がより大きいため、保有期間が予定

より短縮される傾向にあるという結果が得られた。

第7章では、第5章、第6章の結果を踏まえて世帯の自動車取り替え更新行動をモデル化した。本研究でのモデルの定式化は各自動車の保有期間モデルを内包する形となっており、これまでに構築された自動車保有期間モデルによって得られた知見をそのまま自動車取り替え更新行動モデルに反映させることが可能である。また、自動車取り替え更新行動に影響を与える要因の遅れ効果や変化の非対称性をモデルに導入し、状態の変化が自動車取り替え更新行動に与える影響について把握した。分析結果より、自動車保有には非可逆性が存在し、一旦複数保有が進展すると、保有された自動車はなかなか減少しないことを意味する結果が得られた。

第8章では、第4章で構築した車種・メインドライバー同時選択モデルを第7章で構築した自動車取り替え更新行動モデルに組み合わせると共に、我が国の自動車取り替え更新行動に特徴的な車検制度が自動車取り替え更新行動に及ぼす影響を取り入れるためのモデルの拡張を行った。

推定結果より、車検制度が世帯の自動車取り替え更新行動に非常に有意な影響を及ぼしており、車検時期が6ヶ月以内に近づくと買い替えや破棄を行う確率が急激に高まることが示された。車検費用に関しては、高収入世帯のみについて、車検費用が高いほど買い替え時期が早まる傾向が確認された。

シミュレーションの結果からは、車検費用を50%上昇させた場合には、5年以内に買い替えを行う世帯が約68%から約72%に増加し、買い替えを行うまでの期間も平均で2ヶ月程度の短縮が見込まれるという結果が得られた。一方、車検期間が現状の2年から3年に延長された場合には、5年以内に買い替えを行う世帯は全体の約59%に減少し、買い替えまでの期間も平均約7ヶ月程度の延長が見込まれるという結果が得られた。

以上のように、本研究では世帯の自動車保有・利用行動の理解、および、交通施策等による環境変化が世帯の自動車保有・利用行動に及ぼす影響を把握する事を目的とし、生存時間解析手法を適用した連続時間軸上での自動車取り替え更新行動の分析、および、世帯構成員間の競合を考慮した世帯内での配分・利用行動の分析を行った。その結果、いくつかの知見が得られたものの、今後の研究で取り組むべき残された課題点も多い。最後にそれらの課題についてまとめる。

a) より長期的・詳細な分析データの収集

本研究では、実証的な研究を行うために、各世帯を対象として実施されたアンケート調査から得られるデータを用いた分析を行った。第3章では同一世帯の各世帯構成員の1日の交通行動についての情報を調査によって得ることによって、世帯内での配分という観点から、世帯の保有する自動車が世帯でどのように利用されているかを観測し、モデル分析を行った。調査内容そのものはパーソントリップ調査で得られる情報とはほぼ同一のものであるが、パーソントリップ調査データには、第3章で行ったような分析を行う上でいくつかの問題点がある。一つは

18才以上の世帯構成員が全員回答を行っていることが保証されない点である。これはパーソントリップ調査が個人を対象とした調査であることによるものであり、被験者の抽出は世帯単位で行われているにも関わらず、6才未満の世帯構成員を含む世帯人数等の世帯属性に関する情報が不足する原因となっている。個々人の交通行動はその個人が所属する世帯属性に影響を受けることは明らかであり (Kostyniuk and Kitamura, 1982)、パーソントリップ調査でそのような情報を得ることが出来ればデータの有用性が高まるものと考えられる。

また、本研究によって世帯で保有する自動車の車種やメインドライバーの存在が世帯構成員の交通行動に影響を及ぼす事が確認されており、パーソントリップ調査においても世帯が保有する自動車に関するより詳細な情報を得るための方法が検討されるべきである。

一方、研究機関が独自に行う調査においては自由度が高く、詳細な項目に渡る情報を得ることが可能である。しかしながら、本研究が対象とする自動車保有行動のような行動は数年の単位で行動が行われるため、小規模調査によって十分な情報を得るのは困難である。また、燃料価格や社会経済情勢等の影響をモデルで考慮するためには広範な地域、かつ長期間におよぼ調査が必要である。このような調査を実施するのは難しく、何らかの効率的な調査手法を開発する必要があるものと考えられる。

b) より洗練されたモデルの構築

自動車保有・利用行動はいくつもの行動要素を含んでおりそれらが互いに影響を及ぼしている。よって、本研究では、いくつかの行動要素を同時にモデル化し、行動間の誤差項の相関等を考慮した分析を行った。しかしながら、本研究でも全ての行動間の非観測異質性の相関は考慮されておらず、それらが構築されたモデルを組み合わせる時に大きなバイアスを及ぼす可能性は否定できない。

また、第3章では、各世帯構成員のトリップの発生は与件とし、出発時刻の変更も行われないうという仮定の下でモデルの構築を行ったものの、世帯構成員間の活動の相互作用は、第3章で考慮した自動車の配分以外にも出発時間の調整や宅外での世帯を維持するための活動の分担等、様々なものが考えられる (Bhat and Koppelman, 1993)。今後はアクティビティ分析の枠組みを用いる事により、世帯構成員間の相互作用を考慮した上で、自動車の配分を含む世帯内の全ての世帯構成員の1日の行動をモデル化するための手法について検討を進めるべきであると考えられる。

c) 統合的なシミュレーションシステムの構築

第8章でのシミュレーションでは、世帯の自動車取り替え更新行動を時間軸上で再現するために、5年間のシミュレーションを行い世帯が行う次の自動車取り替え更新行動のみを取り上げた。しかしながら、政策によっては5年以内に何も取り替え更新行動を行わない確率が約20%存在し、更新行動の再現は不完全なものに留まっている。今後、予測期間を延長してより完全

な予測を行う必要があるものと考えられる。ただし、その際には、車種選択モデルや年間草稿距離モデルのみならず、世帯構成変化に関するシミュレーションや自動車市場の挙動を算出するシミュレーション等と組み合わせた予測を行うことが望まれる。第8章で述べた集計的な分析手法と組み合わせることにより効率的なシミュレーションシステムの構築を進めるべきであると考えられる。

第9章 参考文献

Bhat, C. R. and Koppelman, F. S. (1993) A conceptual framework of individual activity program generation, *Transportation Research A*, Vol. 27A, No. 6, pp. 433-446.

Kostyniuk, L. P. and Kitamura, R. (1982) Life cycle and household time-space path: empirical investigation, *Transportation Research Record*, No. 879, pp. 28-37, 1982.

謝辞

本論文を結ぶにあたり，本研究を遂行する上でご指導，ご鞭撻とご援助をいただいた方々に感謝の意を表します．

京都大学大学院工学研究科北村隆一教授には，筆者が院生の時以来，本研究の構想からデータ解析，論文作成に至るまで，終始一貫して暖かいご指導とご鞭撻を頂きました．甚大なる感謝の意を表します．

立命館大学理工学部塚口博司教授，東北大学大学院工学研究科内田敬助教授，大阪大学大学院工学研究科飯田克弘講師，京都大学大学院工学研究科藤井聡助教授には，筆者が研究室に配属されて以降，研究に取り組む姿勢や研究の方向性等について様々なご指導，ご助言を頂きました．深く感謝いたします．

研究発表や研究会等の場においては，山梨大学工学部西井和夫助教授，愛媛大学工学部朝倉康夫教授，岐阜大学工学部秋山孝正教授，名古屋大学大学院工学研究科森川高行助教授をはじめとする多くの先生方に貴重なご意見を頂きました．厚くお礼を申し上げます．

京都大学大学院工学研究科土木システム工学専攻社会システム工学講座交通システム分野の研究室の諸先輩方，諸兄には多くの貴重なご意見を頂くとともに，研究遂行にご協力頂きました．特に，データ収集・整理，論文作成にあたっては，木村誠司氏（日本ガイシ），藤井宏明氏（株式会社クボタ），松田忠士氏（東京三菱銀行），富永公規氏（第一勧業銀行），河本一郎氏，梅木亮氏（京都大学大学院）の多大なご協力を頂きました．心から感謝します．

また，本研究はいずれも世帯を対象としたアンケート調査に基づくものであり，調査に回答していただいた多くの方々に感謝します．米国カリフォルニアで実施された調査は，Southern California Edison Co. 及び Pacific Gas and Electric Co. からの研究助成に基づく Thomas F. Golob 講師，David Brownstone 准教授（University of California, Irvine），David Bunch 准教授（University of California, Davis），北村隆一教授らの研究プロジェクトによるものです．データの使用に関し，様々な便宜を図っていただいた他，分析に関しても貴重なご意見を頂きました．日本での調査に際しては，阪神高速道路公団計画部調査課による全面的なご協力を頂いた他，株式会社都市交通計画研究所，及び，社団法人システム科学研究所に様々なご協力をいただきました．また，文部省科学研究費補助金（国際学術研究），ならびに佐川交通社会財団交通安全対策振興助成（地域研究）により助成を頂きました．

ここに記しきれない多くの方々の学恩，ご支援によって本研究が成立していることを銘記し，深く感謝いたします．